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 ll. (各5点)

(1) 正 20 面体の各面に $1 \sim 6$ までの数字のうちの1つを書いてサイコロを作った。その内訳は、1が1個、2が2個、3が3個、4が4個、5が5個、6が5個であった。このサイコロを2回投げたとき、 1回目と2回目に出た数字の和が3で割り切れない確率は である。なお、このサイコロ の各面の出る確率は等しいものとする。

(A)
$$\frac{11}{16}$$

(B)
$$\frac{13}{20}$$

(c)
$$\frac{16}{25}$$

(A)
$$\frac{11}{16}$$
 (B) $\frac{13}{20}$ (C) $\frac{16}{25}$ (D) $\frac{27}{40}$

(E)
$$\frac{33}{50}$$

(F)
$$\frac{51}{80}$$

(G)
$$\frac{133}{200}$$

(E)
$$\frac{33}{50}$$
 (F) $\frac{51}{80}$ (G) $\frac{133}{200}$ (H) $\frac{249}{400}$

(2)確率変数 X_1 , X_2 の結合確率密度関数が、

 $f_{X_1,X_2} \big(x_1 \, , x_2 \big) = \begin{cases} e^{-\left(x_1 + x_2 \right)} & \left(x_1 > 0, x_2 > 0 \right) \\ 0 & \left(その他 \right) \end{cases}$ で与えられるとき、 $U = X_1 + X_2$ の確率密度関数は

$$f_{U}(u) = \begin{cases} \boxed{\qquad} & (u > 0) \\ 0 & (u \le 0) \end{cases}$$

である。

(B)
$$\frac{1}{2}e^{-\frac{u}{2}}$$

(C)
$$4ue^{-2u}$$

(A)
$$ue^{-u}$$
 (B) $\frac{1}{2}e^{-\frac{u}{2}}$ (C) $4ue^{-2u}$ (D) $\frac{1}{4}ue^{-\frac{u}{2}}$ (E) e^{-u} (F) $2e^{-2u}$ (G) $4u^2e^{-2u}$ (H) $\frac{1}{2}u^2e^{-u}$

(E)
$$e^{-u}$$

(**F**)
$$2e^{-2u}$$

(G)
$$4u^2e^{-2u}$$

(H)
$$\frac{1}{2}u^{2}e^{-u}$$

(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 $\left(X\cos\frac{\pi}{6} - Y\sin\frac{\pi}{6}, X\sin\frac{\pi}{6} + Y\cos\frac{\pi}{6}\right)$ の積率母関数 $\psi\left(\theta_1,\theta_2\right)$ は である。

(A)
$$\exp \left[\theta_1^2 + \theta_2^2\right]$$

(B)
$$\exp \left[\theta_1^2 - \theta_2^2\right]$$

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

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

(E)
$$\exp \left[\frac{1 + \sqrt{3}}{2} (\theta_1^2 + \theta_2^2) \right]$$

(F)
$$\exp \left[\frac{1 + \sqrt{3}}{2} (\theta_1^2 - \theta_2^2) \right]$$

(G)
$$\exp \left[\frac{1 + \sqrt{3}}{4} (\theta_1^2 + \theta_2^2) \right]$$

(H)
$$\exp \left[\frac{1 + \sqrt{3}}{4} (\theta_1^2 - \theta_2^2) \right]$$

(4)ある細菌の寿命 X (X>0)は確率変数であり、その分布はこの細菌が取り込んだ有害物質の量 A (A>0)に依存し、その量が a であるという条件の下で、X は平均 $\frac{1}{a}$ の指数分布に従うものとする。また、この取り込んだ有害物質の量 A も確率変数であり、その分布は平均1 の指数分布に従うものとする。

このとき、確率変数 X を固定した条件付期待値 $E(A \mid X = x)$ を以下のとおり求める。

まず、条件付確率密度関数 $f_{X|A}(x|a)$ は平均 $\frac{1}{a}$ の指数分布に従い、確率変数 A は平均1 の指数分布に従うことから、 X 、 A の結合確率密度関数は

$$f_{x,A}(x,a) =$$
 $\times \exp[]$ $(x>0, a>0)$

である。

次に、 $f_{X,A}(x,a)$ をaについて積分することでXの確率密度関数を求めることができ、これより、Xを固定したAの条件付確率密度関数は

$$f_{A|X}(a|x) =$$
 $\times \exp[-$] ($a > 0$)

であることがわかる。

したがって、求める条件付期待値は

$$E(A \mid X = x) =$$

である。

(A)
$$a$$
 (B) ax (C) $a(x+1)$

(E)
$$\frac{1}{a}$$
 (F) $\frac{x}{a}$ (G) $\frac{x+1}{a}$

(I)
$$\frac{1}{x}$$
 (K) $\frac{1}{x+1}$ (L) $\frac{1}{(x+1)^2}$

(M)
$$\frac{2}{x}$$
 (N) $\frac{2}{x^2}$ (O) $\frac{2}{(x+1)^2}$

(5)確率変数 X の確率密度関数が、

$$f(x;\theta) = \begin{cases} \frac{2x}{\theta^2} & (0 < x < \theta) \\ 0 & (その他) \end{cases}$$

である分布に従う母集団があるとする。この母集団から n (n>1) 個の標本を無作為に抽出することにより、以下の 2 通りの方法で母数 θ を推定する。

- ・hetaの不偏推定量を標本変量平均 \overline{X} の実数倍 $a\overline{X}$ (aは正の実数)とする。
- ・ $heta^2$ の不偏推定量を標本変量不偏分散 V^2 の実数倍 bV^2 (b は正の実数)とする。

このとき、a に最も近い数値は であり、b に最も近い数値は である。 なお、 X_i ($i=1,2,\Lambda$,n) を標本変量、 $\overline{X}=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^n X_i$ 、 $V^2=\frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^n (X_i-\overline{X})^2$ とする。

- (A) 1 (B) $\frac{3}{2}$ (C) 2 (D) $\frac{5}{2}$ (E) 3
- (F) 12 (G) 14 (H) 16 (I) 18 (J) 20
- (6) ある都市の有権者における現職市長の支持率を予想するために、この都市の有権者から140人の 男性と40人の女性をそれぞれ無作為に抽出して調査したところ、男性では72人が、女性では25人 が現職市長を支持すると回答した。

この都市の有権者における男性と女性の人口比が3:2であるとして、有権者における現職市長の支持率を近似法を用いて区間推定するとき、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 であり、上限に最も近い数値は である。なお、男性の支持率と女性の支持率は独立であるとする。

- (A) 0.4441 (B) 0.4592 (C) 0.4661 (D) 0.4807 (E) 0.4932
- (F) 0.6048 (G) 0.6117 (H) 0.6239 (I) 0.6364 (J) 0.6730

| (7)ある箱に赤球と黒球が合計で20個入っており、 | その内訳は次のいずれかであることがわかって |
|---------------------------|-----------------------|
| いる。 | |
| ・赤球が15個、黒球が5個である | |
| ・赤球が5個、黒球が15個である | |
| | |

いま、帰無仮説を「赤球が15個、黒球が5個である」として、この箱から復元抽出によって5個の球を取り出して帰無仮説を検定する。5個の球の中に1個でも黒球が入っていれば帰無仮説を棄却することとすると、第1種の誤りのおこる確率に最も近い数値は であり、第2種の誤りのおこる確率に最も近い数値は である。

| (A) 0.0010 | (B) 0.0625 | (C) 0.1937 | (D) 0.2373 | (E) 0.3955 |
|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| | | | | |

(F)
$$0.6836$$
 (G) 0.7627 (H) 0.8063 (I) 0.9854 (J) 0.9990

(8)通常のサイコロ(正6面体の各面に $1 \sim 6$ までの目がふられているサイコロ)を90回投げたところ、次の表のような結果を得た。

| 目の数 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
|------|---|----|----|----|---|--------|
| 出現回数 | 9 | 18 | 11 | 22 | X | 30 - x |

このサイコロについて、帰無仮説を「それぞれの目の出る確率が等しい」として、有意水準5%で検定を行った結果、帰無仮説が採択された。このとき、5の目の出た回数xの取りうる値のうち、最小値に最も近い数値は である。

| (A)8 | (B) 9 | (C) 10 | (D) 11 |
|---------------|---------------|---------------|---------------|
| (E) 12 | (F) 13 | (G)14 | (H) 15 |

(9)下表のデータに対して $y=\alpha+\beta\cdot x$ というモデルを考え、最小二乗法によって係数 α,β を推定 するとき、このモデルの決定係数に最も近い数値は である。

| х | 1.6 | 1.7 | 3.4 | 5.3 |
|---|-----|-----|------|------|
| у | 2.4 | 4.8 | 15.2 | 15.8 |

(A) 0.0955

(B) 0.1818

(C) 0.4602

(D) 0.6694

(E) 0.8182

(F) 0.9045

(G) 0.9342

(H) 0.9458

| (10) AR(2)モデル | $Y_t=2.0+0.6Y_{t-1}+0.1Y_{t-2}+\mathcal{E}_t$ ($E(\mathcal{E}_t)=0,V(\mathcal{E}_t)=0.64$) に対し、 | $\left\{ Y_{_{t}} ight\}$ の分散 $\gamma_{_{0}}$ |
|---------------|---|---|
| に最も近い数値は | であり、時差 2 の自己共分散 γ_2 に最も近い数値は | である。 |

(A) 0.50

(B) 0.58

(C) 0.67

(D) 0.73

(E) 0.78

(F) 0.93

(G) 1.07

(H) 1.16

(I) 1.31

(J) 1.45

| (1 | 1) |) ある会社の従業員の出勤す | 「る確率について調べたところ、 | すべての従業員について |
|-----|----|----------------|-----------------|-------------|
|-----|----|----------------|-----------------|-------------|

- ・ ある営業日に出勤しており、その前営業日も出勤した人が、翌営業日に出勤する確率は0.99
- ・ ある営業日に出勤しているが、その前営業日は欠勤した人が、翌営業日に出勤する確率は0.90
- ・ ある営業日は欠勤しているが、その前営業日は出勤した人が、翌営業日に出勤する確率は0.75
- ・ ある営業日は欠勤しており、その前営業日も欠勤した人が、翌営業日に出勤する確率は0.65 であった。上記の確率が今後変化しないとすると、十分な時間が経過した定常状態において、この 会社に出勤している従業員の割合に最も近い数値はである。

(A) 0.9710 (B) 0.9742 (C) 0.9763

(D) 0.9777

(E) 0.9834

(F) 0.9850

(G) 0.9871

(H) 0.9891

- (12)株価の変動を以下のとおりシミュレートした。
 - 1.時間の単位はシミュレーションのステップごとに1とする。
 - 2. ある時点t ($t \ge 0$) における株価を S_t とおくと、 S_{t+1} は次式で表される。

 $S_{t+1} = S_t \cdot \exp(\mu + \sigma \cdot Z_{t+1})$

ここで、 $Z_{,,,}$ は標準正規分布 $N\left(0,1\right)$ に従う確率変数である。

また、 $\mu = 0.01$ 、 $\sigma^2 = 0.0004$ とする。

- 3.株価の変動は、分布の逆関数法によるものとする。
- 4. t=0 における株価は10,000 とする。
- 5.[0,1] 区間上の一様分布の確率変数の実現値が、0.1587,0.9332の順であったとする。

シミュレーションの結果、t=1における株価がF、t=2における株価がGであった。

このとき、G-F に最も近い数値は である。

(A) 299

(B) 302

(C) 304

(D) 311

(E) 400

(F) 404

(G) 412

(H) 513

問題 2 . 表の出る確率が p (0)、裏の出る確率が <math>q = 1 - p であるコインを使って駒を動かす ゲームを行う。駒の位置は 0 以上の整数で表し、駒の位置は 0 からスタートするものとする。また、このコインを t 回投げた後の駒の位置を表す確率変数を X_t 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。ただし、 と および と の解答はそれぞれ順不同とする。なお、同じ 選択肢を複数回選択してもよい。

(1)【ルール1】に従いゲームを行う。

【ルール1】:

コインを1回投げて、表が出た場合は駒の位置を1つ進め、裏が出た場合は駒の位置を0に戻す。

まず、 $X_t=0$ となる場合を考える。 $X_t=0$ はコインを t 回投げた後、駒の位置が0 であることを意味するので、 $X_t=0$ となる確率は、t-1回目までのコインの表・裏の出方にかかわらず t 回目に裏が出る確率と考えられるため、

$$P(X_t = 0) =$$

となる。

次に、 $X_t=t$ となる場合を考える。 $X_t=t$ はコインを t 回投げた後、駒の位置が t であることを意味するので、 $X_t=t$ となる確率は、

$$P(X_t = t) =$$

となる。

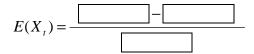
以上の結果を用いて、 $X_t = k (1 \le k \le t-1)$ となる場合を考える。

コインを t 回投げた後、駒の位置が k であるのは、 t-k 回投げた後に駒の位置が 0 であり、かつ、そこから k 回連続で表が出る場合と考えられることから、既に得た結果を利用して、 $X_t=k$ となる確率は、

$$P(X_t = k) =$$

となることがわかる。

したがって、これらの確率を用いて X_t の期待値 $E(X_t)$ を計算すると、



となる。

(2)【ルール2】に従いゲームを行う。

【ルール2】:

コインを投げて、2回連続で裏が出た場合は駒の位置を0に戻す。それ以外の場合はコインを1回投げる毎に駒の位置を1つ進める。

なお、駒の位置を0に戻した場合、裏が2回連続で出たかどうかの判定はそこから新たに行うものとする。すなわち、裏が2回連続で出て駒の位置を0に戻した後、さらに続けて裏が出た場合は駒の位置を1つ進めることとする。

 $P(X_t = k)$ $(0 \le k \le t)$ を以下の手順で求める。

)
$$t = 0$$
 のとき、 $P(X_0 = 0) =$

) *t* ≥ 2 のとき、

まず、 $X_t=0$ となる場合を考える。 $X_t=0$ となるのは、コインの表が一度も出ずにt回目まで連続して裏が偶数回出る場合またはコインの表が出た後t回目まで連続して裏が偶数回出る場合であるから、

$$t$$
 が偶数のとき:
$$P(X_2=0)=$$
 ($t=2$)
$$P(X_t=0)=$$
 + $\sum_{t=1}^{t-2}$ () ($t\geq 4$)

$$t$$
が奇数のとき:
$$P(X_t=0) = \sum_{m=1}^{\frac{t-1}{2}} \left(\begin{array}{c} \end{array} \right)$$

となる。

次に、 $X_t = t$ となる場合を考える。 t 回目のコインの出方が表である場合と裏である場合を考慮すると、 $P(X_t = t)$ は漸化式を用いて

$$P(X_{t} = t) =$$
 $\times P(X_{t-1} = t - 1) +$ $\times P(X_{t-2} = t - 2)$

と表される。



となる。

以上の結果を用いて、 $X_t = k$ となる確率 $P(X_t = k)$ $(1 \le k \le t - 1)$ は、(1) と同様の考え方で 導出することができる。

の選択肢]

(E)
$$p^2$$

(G)
$$p^{t-1}$$

(H)
$$p^t$$

(I)
$$p^{t+1}$$

(
$$\mathsf{J}$$
) $q^{^{t-1}}$

(K)
$$q^t$$

(L)
$$q^{t+1}$$

(M)
$$(t-1)p^{t}$$
 (N) tp^{t+1}

(N)
$$tp^{t+1}$$

(O)
$$(t-1)q^t$$

(P)
$$tq^{t+1}$$

[の選択肢]

(A)
$$p^kq$$

(B)
$$(t-k)p^kq$$

(C)
$$kp^kq$$

(B)
$$(t-k)p^kq$$
 (C) kp^kq (D) $(k+1)p^kq$

(E)
$$p^k q^{t-k}$$

(F)
$$(t-k)p^kq^{t-k}$$

(E)
$$p^k q^{t-k}$$
 (F) $(t-k)p^k q^{t-k}$ (G) $\binom{t}{k}p^k q^{t-k}$

(H)
$$(t-k)!p^kq^{t-k}$$

[、、、の選択肢]

(**E**)
$$p^2$$

(F)
$$q^2$$

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

$$(1)1-a^2$$

(I)
$$1-p^2$$
 (J) $1-q^2$ (K) $1-pq$

(L)
$$1-p^2-q^2$$

[の選択肢]

(A) mpq^2

- **(B)** mpq^{2m}
- (C) $(2m-1)pq^2$

- (D) $(2m-1)pq^{2m}$
- (E) $(t-2m)pq^2$ (F) $(t-2m)pq^{t-2m+1}$
- (G) pq^{2m}
- (H) pq^{t-2m+1}

[、、、、の選択肢]

- (A) t
- (B) (t-1) (C) α
- (D) β
- (E) $(\beta + \alpha)$ (F) $(\beta \alpha)$ (G) $(1-\alpha)$
- (H) $(1-\beta)$

- (I) $(1-\alpha-\beta)$ (J) $\alpha\beta$
- (K) $lpha^{\scriptscriptstyle t-1}$
- (L) $oldsymbol{eta}^{t-1}$

- (M) α^t
- (N) $oldsymbol{eta}^{t}$
- (O) $lpha^{t+1}$
- (P) $oldsymbol{eta}^{t+1}$

問題3.次の文章は信頼区間の定め方について記述したものである。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)

信頼区間の定め方には次の方法がある。

分布 $f(x;\theta)$ をもつ母集団 Π からの標本 (x_1,x_2,Λ_1,x_n) により母数 θ を区間推定するための方法として次のようなものがある。

- 1.標本変量 (X_1,X_2,Λ,X_n) と母数 θ を用いて、適当な統計量 $T(X_1,X_2,\Lambda,X_n;\theta)$ を作る。このとき、 $T(X_1,X_2,\Lambda,X_n;\theta)$ の分布は θ に無関係であるように留意する。
- 2.この $T(X_1,X_2,\Lambda_1,X_n;\theta)$ を用いて、信頼係数 α のもとで、 $P\big(\theta'_L < T(X_1,X_2,\Lambda_1,X_n;\theta) < \theta'_U\big) = \alpha \qquad \cdot \cdot \cdot \cdot \text{(i)}$ となるような θ'_L,θ'_U を定める。 $T(X_1,X_2,\Lambda_1,X_n;\theta)$ の分布は母数 θ に無関係であるから、この2つの値は θ に無関係になっている。
- 3.(i)式の括弧の中を θ について解き、

$$P(\hat{\theta}_L(X_1, X_2, \Lambda, X_n) < \theta < \hat{\theta}_U(X_1, X_2, \Lambda, X_n)) = \alpha$$

とできるなら、

推定量 $\hat{\theta}_L(X_1,X_2,\Lambda_1,X_n)$ の実現値 $\hat{\theta}_L(x_1,x_2,\Lambda_1,x_n)$ および推定量 $\hat{\theta}_U(X_1,X_2,\Lambda_1,X_n)$ の実現値 $\hat{\theta}_U(x_1,x_2,\Lambda_1,x_n)$ は、それぞれ母数 θ の信頼下限および信頼上限である。

これを踏まえ、次の区間推定を考える。

(1)正規母集団 $N(\mu,\sigma^2)$ の母平均 μ を区間推定する方法を導く。

ア . 母分散 σ^2 が既知のとき

標本変量平均 $\overline{X}=rac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}X_{i}$ と母平均 μ を用いて適当な統計量 $U_{1}=rac{\overline{X}-\mu}{A}$ を作る。

$$A = \left(\begin{array}{c} \hline \\ \hline \end{array} \right)^{\frac{1}{2}}$$
とおけば、 U_1 の分布は標準正規分布 $N(0,1)$ に従い、かつ母平均 μ

とは無関係となる。

ここで、信頼係数を $\alpha (=1-\varepsilon)$ 、 $u_1(\frac{\varepsilon}{2})$ を標準正規分布 N(0,1) の上側 $\frac{\varepsilon}{2}$ 点とすれば、

$$P\left(-u_1(\frac{\varepsilon}{2}) < U_1 = \frac{\overline{X} - \mu}{A} < u_1(\frac{\varepsilon}{2})\right) = \alpha$$

となる。これを μ について解くと、

$$P\left(\overline{X} - u_1(\frac{\varepsilon}{2}) \cdot A < \mu < \overline{X} + u_1(\frac{\varepsilon}{2}) \cdot A\right) = \alpha$$

となる。したがって、母平均 $\,\mu\,$ の信頼下限 $\,\hat{\mu}_{_{1L}}$ および信頼上限 $\,\hat{\mu}_{_{1U}}$ はそれぞれ

$$\hat{\mu}_{_{1L}} = \overline{x} - u_{_1}(\frac{\varepsilon}{2}) \cdot A \,, \quad \hat{\mu}_{_{1U}} = \overline{x} + u_{_1}(\frac{\varepsilon}{2}) \cdot A$$

となる。ただし、 \bar{x} は \bar{X} の実現値である。

イ. 母分散 σ^2 が未知のとき

 σ^2 が未知であるから、 σ^2 の代わりに標本変量不偏分散 $V^2=\frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^n(X_i-\overline{X})^2$ を用いて新しい統計量 $U_2=\frac{\overline{X}-\mu}{B}$ を作る。

 $B = \left(\begin{array}{c} \hline \\ \hline \end{array} \right)^{\frac{1}{2}}$ とおけば、 U_2 の分布は母平均 μ および母分散 σ^2 とは無関係となる。

ことができる。 Z_1 は に従うことから、 U_2 の分布は に従う。

ここで、信頼係数を $\alpha(=1-\varepsilon)$ 、 $u_2(\frac{\varepsilon}{2})$ を の上側 $\frac{\varepsilon}{2}$ 点とすれば、(1) ア . と同様にして、母平均 μ の信頼下限 $\hat{\mu}_{2L}$ および信頼上限 $\hat{\mu}_{2U}$ はそれぞれ

$$\hat{\mu}_{2L} = \overline{x} - u_2(\frac{\varepsilon}{2}) \times \frac{v}{\left(\boxed{}\right)^{\frac{1}{2}}} \ , \ \ \hat{\mu}_{2U} = \overline{x} + u_2(\frac{\varepsilon}{2}) \times \frac{v}{\left(\boxed{}\right)^{\frac{1}{2}}}$$

となる。ただし、 \bar{x}, v はそれぞれ \overline{X}, V の実現値である。

- (2)2つの正規母集団 $N(\mu_x,\sigma_x^2)$ および $N(\mu_y,\sigma_y^2)$ の母平均の差 $\delta=\mu_x-\mu_y$ を区間推定する方法を導く。
 - ア . 母分散 σ_x^2, σ_y^2 が既知のとき

標本変量平均の差 \overline{X} $-\overline{Y} = \frac{1}{n_x} \sum_{i=1}^{n_x} X_i - \frac{1}{n_y} \sum_{i=1}^{n_y} Y_i$ と母平均の差 δ を用いて適当な統計量

$$U_{\scriptscriptstyle 3}=rac{\overline{X}-\overline{Y}-\delta}{C}$$
を作る。

$$C = \left(\begin{array}{c} \hline \\ \hline \end{array} \right)^{\frac{1}{2}}$$
とおけば、 U_3 の分布は標準正規分布 $N(0,1)$ に従い、かつ母平均の差

 δ とは無関係となる。

以下、(1) ア . と同様にして、母平均の差 δ の信頼下限および信頼上限をそれぞれ求めることができる。

イ.<u>母分散 σ_x^2, σ_y^2 が未知のとき(ただし、</u> $\sigma_x^2 = \sigma_y^2 = \sigma^2$ であることが判明している)

 σ_x^2, σ_y^2 が未知であるから、 σ_x^2, σ_y^2 の代わりに 2 つの標本変量分散 $S_x^2 = \frac{1}{n_x} \sum_{i=1}^{n_x} (X_i - \overline{X})^2$ 、

$$S_y^2 = rac{1}{n_y} \sum_{i=1}^{n_y} (Y_i - \overline{Y})^2$$
 を用いて新しい統計量 $U_4 = rac{\overline{X} - \overline{Y} - \delta}{D}$ を作る。 $\sigma_x^2 = \sigma_y^2$ が成り立つと

きに、

 U_4 の分布は に従い、かつ母平均の差 δ および母分散 σ_x^2,σ_y^2 とは無関係となる。 以下、(1) イ.と同様にして、母平均の差 δ の信頼下限および信頼上限をそれぞれ求めることができる。

(A)
$$\sigma^2$$

(B)
$$n\sigma^2$$

(A)
$$\sigma^2$$
 (B) $n\sigma^2$ (C) $(n-1)\sigma^2$

(D)
$$\sigma$$

(E)
$$\sqrt{n} \sigma$$

(E)
$$\sqrt{n} \sigma$$
 (F) $\sqrt{n-1} \sigma$ (G) n

(I)
$$V^2$$

$$(J) nV^2$$

(I)
$$V^2$$
 (J) nV^2 (K) $(n-1)V^2$

(L)
$$V$$

(M)
$$\sqrt{n} V$$

(M)
$$\sqrt{n} V$$
 (N) $\sqrt{n-1} V$ (O) \sqrt{n}

(O)
$$\sqrt{n}$$

(P)
$$\sqrt{n-1}$$

[の選択肢]

(A)
$$nZ_1$$

(B)
$$(n-1)Z_1$$

(C)
$$\frac{Z_1}{n}$$

(A)
$$nZ_1$$
 (B) $(n-1)Z_1$ (C) $\frac{Z_1}{n}$ (D) $\frac{Z_1}{n-1}$

(E)
$$nZ_1^2$$

(F)
$$(n-1)Z_1^2$$

(G)
$$\frac{Z_1^2}{n}$$

(E)
$$nZ_1^2$$
 (F) $(n-1)Z_1^2$ (G) $\frac{Z_1^2}{n}$ (H) $\frac{Z_1^2}{n-1}$

[、 の選択肢]

(A)標準正規分布 *N*(0,1)

(B) 平均1の指数分布

(C)自由度 n の t 分布

(D)自由度 n-1のt分布

(E)自由度nの χ^2 分布

(**F**)自由度 *n*−1の χ^2 分布

- (G)自由度(n,n+1)のF分布
- (H)自由度(n-1,n)のF分布

[の選択肢]

(A)
$$\sigma_x^2 + \sigma_y^2$$

(B)
$$\sigma_x^2 - \sigma_y^2$$

(A)
$$\sigma_x^2 + \sigma_y^2$$
 (B) $\sigma_x^2 - \sigma_y^2$ (C) $n_x \sigma_x^2 + n_y \sigma_y^2$

(D)
$$n_x \sigma_x^2 - n_y \sigma_y^2$$

(**E**)
$$n_{v}\sigma_{x}^{2} + n_{x}\sigma_{v}^{2}$$

(D)
$$n_x \sigma_x^2 - n_y \sigma_y^2$$
 (E) $n_y \sigma_x^2 + n_x \sigma_y^2$ (F) $n_y \sigma_x^2 - n_x \sigma_y^2$

(G)
$$(n_x - 1)\sigma_x^2 + (n_y - 1)\sigma_y^2$$
 (H) $(n_y - 1)\sigma_x^2 + (n_x - 1)\sigma_y^2$

(H)
$$(n_y - 1)\sigma_y^2 + (n_y - 1)\sigma_y^2$$

[、 、 、 、 の選択肢]

(A)
$$n_x$$

$$(B) n_y$$

(C)
$$n_x - 1$$

(B)
$$n_y$$
 (C) $n_x - 1$ (D) $n_y - 1$

(E)
$$n_x + n_y$$

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

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

(H)
$$n_x n_y$$

(I)
$$\frac{1}{n_{x}}$$

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

(K)
$$\frac{1}{n_{-}-1}$$

(I)
$$\frac{1}{n_{v}}$$
 (K) $\frac{1}{n_{v}-1}$ (L) $\frac{1}{n_{v}-1}$

(M)
$$\frac{1}{n_x} + \frac{1}{n_y}$$

(M)
$$\frac{1}{n_x} + \frac{1}{n_y}$$
 (N) $\frac{1}{n_x + n_y - 1}$ (O) $\frac{1}{n_x + n_y - 2}$ (P) $\frac{1}{n_x n_y}$

(0)
$$\frac{1}{n_x + n_y - 2}$$

(P)
$$\frac{1}{n_{x}n_{y}}$$

[の選択肢]

(A)自由度
$$n_x + n_y$$
の t 分布

(B)自由度
$$n_x + n_y - 1$$
の t 分布

(C)自由度
$$n_x + n_y - 2$$
の t 分布

(D)自由度
$$n_x + n_y$$
の χ^2 分布

(E)自由度
$$n_x + n_y - 1$$
の χ^2 分布

(F)自由度
$$n_x + n_y - 2$$
の χ^2 分布

(G)自由度
$$(n_x + n_y - 1, n_x + n_y)$$
の F 分布

(G)自由度
$$(n_x + n_y - 1, n_x + n_y)$$
の F 分布 (H)自由度 $(n_x + n_y - 2, n_x + n_y - 1)$ の F 分布

(付表)

.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

| 上則 ε 只 | $u(\varepsilon)$ /) \Box | 1年半8年2 | 水のの衣 | | \ | | | | | |
|--------------------------------|----------------------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| $u(\varepsilon)$ ε | * = 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

| 催举επ | ら上側€ | 点 u (ε) を | ・氷のるむ | ₹ | | | | | | |
|-------------------------------|--------|-----------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|------------------|--------|
| $\varepsilon u(\varepsilon)$ | * = 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 |
| 0.12* | 1.1264 | 1.1217 | 1.1170 | 1.1123 | 1.1077 | 1.1031 | 1.0985 | 1.0939 | 1.0893 | 1.0848 |
| 0.13 | 1.0803 | 1.0758 | 1.0714 | 1.0669 | 1.0625 | 1.0581 | 1.0537 | 1.0494 | 1.0450 | 1.0407 |
| 0.14 | 1.0364 | 1.0738 | 1.0279 | 1.0237 | 1.0023 | 1.0361 | 1.0110 | 1.0069 | 1.0027 | 0.9986 |
| 0.15 | 0.9945 | 0.9904 | 0.9863 | 0.9822 | 0.9782 | 0.9741 | 0.9701 | 0.9661 | 0.9621 | 0.9581 |
| 0.10* | 0.9542 | 0.9504 | 0.9463 | 0.9822 | 0.9782 | 0.9741 | 0.9307 | 0.9001 | 0.9021 | 0.9381 |
| 0.17* | | 0.9302 | 0.9403 | 0.9424 | 0.9383 | | 0.8927 | 0.9209 | | |
| 0.18* | 0.9154 | 0.9116 | | | | 0.8965 | | | 0.8853 0.8488 | 0.8816 |
| | 0.8779 | | 0.8705 | 0.8669 | 0.8633 | 0.8596 | 0.8560 | 0.8524 | | 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 |

.自由度arphiの χ^2 分布の上側arepsilon点: $\chi^2_{arphi}(arepsilon)$

| φ\ε | 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 |

3.1373

2.9782

3.1789

3.0204

| . 分母 | .分母の自由度 n 、 分子の自由度 m の F 分布の上側 点: $F_n^{m}(arepsilon)$ | | | | | | | | | | |
|-----------------|--|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|--|
| ε = | 0.100 | | | | | | | | | | |
| $n \setminus m$ | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | |
| 2 | 8.526 | 9.000 | 9.162 | 9.243 | 9.293 | 9.326 | 9.349 | 9.367 | 9.381 | 9.392 | |
| 3 | 5.538 | 5.462 | 5.391 | 5.343 | 5.309 | 5.285 | 5.266 | 5.252 | 5.240 | 5.230 | |
| 4 | 4.545 | 4.325 | 4.191 | 4.107 | 4.051 | 4.010 | 3.979 | 3.955 | 3.936 | 3.920 | |
| 5 | 4.060 | 3.780 | 3.619 | 3.520 | 3.453 | 3.405 | 3.368 | 3.339 | 3.316 | 3.297 | |
| 6 | 3.776 | 3.463 | 3.289 | 3.181 | 3.108 | 3.055 | 3.014 | 2.983 | 2.958 | 2.937 | |
| 7 | 3.589 | 3.257 | 3.074 | 2.961 | 2.883 | 2.827 | 2.785 | 2.752 | 2.725 | 2.703 | |
| 8 | 3.458 | 3.113 | 2.924 | 2.806 | 2.726 | 2.668 | 2.624 | 2.589 | 2.561 | 2.538 | |
| 9 | 3.360 | 3.006 | 2.813 | 2.693 | 2.611 | 2.551 | 2.505 | 2.469 | 2.440 | 2.416 | |
| 10 | 3.285 | 2.924 | 2.728 | 2.605 | 2.522 | 2.461 | 2.414 | 2.377 | 2.347 | 2.323 | |
| ε = | 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 | |
| | | | | | 1 | | | | | 1 | |

 $\varepsilon = 0.025$

5.1174

4.9646

4.2565

4.1028

3.8625

3.7083

3.6331

3.4780

9

10

| | 0.023 | | | | | | | | | |
|-----------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| $n \setminus m$ | 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 |

3.4817

3.3258

3.3738

3.2172

3.2927

3.1355

3.2296

3.0717

 $\varepsilon = 0.010$

| $n \setminus m$ | 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 |

. 自由度arphiのt分布の上側arepsilon点: $t_{oldsymbol{arphi}}(arepsilon)$

0.100 0.050 0.025 φ \ ε 1 3.0777 6.313812.70622 1.8856 2.9200 4.3027 3.1824 3 1.6377 2.3534 1.5332 2.7764 4 2.13185 1.4759 2.0150 2.57061.9432 2.4469 6 1.4398 7 1.4149 1.8946 2.3646 8 1.39681.8595 2.3060 9 1.38301.83312.262210 1.3722 1.8125 2.2281 11 1.3634 1.7959 2.2010 1.3562 2.1788 12 1.7823 13 1.35021.7709 2.16042.1448 14 1.3450 1.7613 15 1.3406 1.7531 2.1314 16 1.3368 1.7459 2.1199 17 1.33341.7396 2.1098 18 1.3304 1.7341 2.1009 19 2.0930 1.3277 1.7291 20 1.32531.7247 2.0860 21 1.32321.7207 2.0796 22 1.3212 1.7171 2.0739 23 1.3195 1.7139 2.068724 1.31781.7109 2.063925 1.31631.7081 2.0595

. 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 | | | | |

. 指数関数表

| х | 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)

(1)

正 20 面体のサイコロを 2 回投げて、 1 回目と 2 回目に出た数字の和が k となる事象を A_k とする。このとき、 k が 3 で割り切れる事象は A_3 , A_6 , A_9 , A_{12} である。

1回目に出た数字をi、2回目に出た数字をjとし、2回の出た数字を(i,j)で表すと、kが3で割り切れる事象はそれぞれ以下のとおりである。

$$A_3 = \{(1,2), (2,1)\}$$

$$A_6 = \{(1,5), (2,4), (3,3), (4,2), (5,1)\}$$

$$A_9 = \{(3,6), (4,5), (5,4), (6,3)\}$$

$$A_{12} = \{(6,6)\}$$

それぞれの確率を求めると、

$$P(A_3) = \frac{1}{400} (1 \times 2 + 2 \times 1) = \frac{4}{400}$$

$$P(A_6) = \frac{1}{400} (1 \times 5 + 2 \times 4 + 3 \times 3 + 4 \times 2 + 5 \times 1) = \frac{35}{400}$$

$$P(A_9) = \frac{1}{400} (3 \times 5 + 4 \times 5 + 5 \times 4 + 5 \times 3) = \frac{70}{400}$$

$$P(A_{12}) = \frac{1}{400} (5 \times 5) = \frac{25}{400}$$

である。

1回目と2回目に出た数字の和が3で割り切れる確率を q とすると、 A_3 , A_6 , A_9 , A_{12} は互いに排反な事象であるから、 q は以下のとおり表せる。

$$q = P(A_3 \cup A_6 \cup A_9 \cup A_{12}) = P(A_3) + P(A_6) + P(A_9) + P(A_{12})$$

したがって、1回目と2回目に出た数字の和が3で割り切れない確率pは、

$$p = 1 - q = 1 - \{P(A_3) + P(A_6) + P(A_9) + P(A_{12})\}$$

$$= 1 - \left(\frac{4}{400} + \frac{35}{400} + \frac{70}{400} + \frac{25}{400}\right)$$

$$= \frac{133}{200}$$

である。

よって、解答は (G)

(2)

$$u=x_1+x_2, v=x_2$$
とおいて、これを x_1, x_2 について解けば、
$$x_1=u-v, x_2=v$$

であり、また、

$$\frac{\partial (x_1, x_2)}{\partial (u, v)} = \begin{vmatrix} 1 & -1 \\ 0 & 1 \end{vmatrix} = 1$$

である。これより、確率変数 $U=X_1+X_2$ 、 $V=X_2$ の結合確率密度関数は、

$$f_{U,V}\left(u,v\right) = f_{X_1,X_2}\left(u-v,v\right) \cdot \left| \frac{\partial \left(x_1,x_2\right)}{\partial \left(u,v\right)} \right| = \begin{cases} e^{-u} & \left(u-v>0,v>0\right) \\ 0 & \left(その他\right) \end{cases}$$

となる。

よって、U の確率密度関数 $f_U(u)$ はu>0に対して、

$$\begin{split} f_U(u) &= \int_{-\infty}^{\infty} f_{U,V}(u,v) dv = \int_0^u e^{-u} dv = \left[v e^{-u}\right]_0^u = u e^{-u} \end{split}$$
 ($u \leq 0$ の場合は $f_U(u) = 0$)

よって、解答は (A)

(3)

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

$$\varphi(\theta) = E\left[e^{\theta X}\right]$$

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

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

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

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、

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

次に、確率ベクトル $\left(X\cos\frac{\pi}{6} - Y\sin\frac{\pi}{6}, X\sin\frac{\pi}{6} + Y\cos\frac{\pi}{6}\right)$ 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 $\phi(\theta_1, \theta_2)$ を用いて以下のとおり表せる。

$$\psi(\theta_1, \theta_2) = E \left[\exp\left\{ \theta_1 \left(X \cos \frac{\pi}{6} - Y \sin \frac{\pi}{6} \right) + \theta_2 \left(X \sin \frac{\pi}{6} + Y \cos \frac{\pi}{6} \right) \right\} \right]$$

$$= E \left[\exp\left\{ \left(\theta_1 \cos \frac{\pi}{6} + \theta_2 \sin \frac{\pi}{6} \right) X + \left(-\theta_1 \sin \frac{\pi}{6} + \theta_2 \cos \frac{\pi}{6} \right) Y \right\} \right]$$

$$= \phi \left(\theta_1 \cos \frac{\pi}{6} + \theta_2 \sin \frac{\pi}{6}, -\theta_1 \sin \frac{\pi}{6} + \theta_2 \cos \frac{\pi}{6} \right)$$

これより、

$$\begin{split} \psi\left(\theta_{1},\theta_{2}\right) &= \exp\left[\frac{1}{2}\left\{\left(\theta_{1}\cos\frac{\pi}{6} + \theta_{2}\sin\frac{\pi}{6}\right)^{2} + \left(-\theta_{1}\sin\frac{\pi}{6} + \theta_{2}\cos\frac{\pi}{6}\right)^{2}\right\}\right] \\ &= \exp\left[\frac{1}{2}\left\{\theta_{1}^{2}\left(\sin^{2}\frac{\pi}{6} + \cos^{2}\frac{\pi}{6}\right) + \theta_{2}^{2}\left(\sin^{2}\frac{\pi}{6} + \cos^{2}\frac{\pi}{6}\right)\right\}\right] \\ &= \exp\left[\frac{1}{2}\left(\theta_{1}^{2} + \theta_{2}^{2}\right)\right] \end{split}$$

よって、解答は (C)

(4)

Aの確率密度関数は、平均1の指数分布であるから、 $f_{A}(a)=e^{-a}$ と表せる。また、X の A に対する条件付確率密度関数を考えると、これは平均 $\frac{1}{a}$ の指数分布に従うことから、

$$f_{X|A}(x \mid a) = ae^{-ax}$$
 と表せる。

$$f_{X|A}(x\mid a)=rac{f_{X,A}(x,a)}{f_A(a)}$$
であるので、確率変数 X,A の結合確率密度関数は、

$$f_{X,A}(x,a) = f_{X|A}(x \mid a) f_A(a)$$

$$= ae^{-ax} \cdot e^{-a}$$

$$= ae^{-a(x+1)} \quad (= a \times \exp[-a(x+1)])$$

である(ただし、x>0,a>0)

Xの確率密度関数 $f_{\scriptscriptstyle X}(x)$ は、 $f_{\scriptscriptstyle X,A}(x,a)$ を a について積分することで求めることができる。

$$f_X(x) = \int f_{X,A}(x,a)da$$

$$= \int_0^\infty ae^{-a(x+1)}da$$

$$= \left[-\frac{1}{x+1}ae^{-a(x+1)} \right]_0^\infty + \frac{1}{x+1} \int_0^\infty e^{-a(x+1)}da$$

$$= 0 + \frac{1}{x+1} \left[-\frac{1}{x+1}e^{-a(x+1)} \right]_0^\infty$$

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

これより、Xを固定したAの条件付確率密度関数は、

$$f_{A|X}(a \mid x) = \frac{f_{X,A}(x,a)}{f_X(x)}$$
$$= a(x+1)^2 e^{-a(x+1)} \quad \left(= a(x+1)^2 \times \exp[-a(x+1)]\right)$$

である(ただし、a>0)

したがって、求める条件付期待値は、

$$E(A \mid X) = \int_0^\infty a \times f_{A\mid X}(a \mid x) da$$

$$= \int_0^\infty a \times a(x+1)^2 e^{-a(x+1)} da$$

$$= (x+1)^2 \int_0^\infty a^2 e^{-a(x+1)} da$$

$$= (x+1)^2 \left[-\frac{a^2}{x+1} e^{-a(x+1)} \right]_0^\infty + (x+1) \int_0^\infty 2a e^{-a(x+1)} da$$

$$= 0 + (x+1) \left[-\frac{2a}{x+1} e^{-a(x+1)} \right]_0^\infty + \int_0^\infty 2e^{-a(x+1)} da$$

$$= 0 + \left[-\frac{2}{x+1} e^{-a(x+1)} \right]_0^\infty$$

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

よって、解答は (A) (C) (D) (C) (O)

(5)

標本変量平均 \overline{X} の実数倍 $a\overline{X}$ が θ の不偏推定量となることから、

$$E(a\overline{X}) = aE(\overline{X}) = \theta$$

が成り立つ。

ここで、確率変数Xの平均 μ は、

$$\mu = E(X) = \int_0^\theta x \cdot \frac{2x}{\theta^2} dx = \frac{2}{\theta^2} \cdot \frac{\theta^3}{3} = \frac{2}{3}\theta$$

であり、 \overline{X} の期待値は、

$$E(\overline{X}) = \mu = \frac{2}{3}\theta$$

である。したがって、

$$aE(\overline{X}) = a \cdot \frac{2}{3}\theta = \theta$$

を解いて、

$$a = \frac{3}{2}$$

である。

同様に、標本変量不偏分散 V^2 の実数倍 bV^2 が θ^2 の不偏推定量となることから、 $E(bV^2)=bE(V^2)=\theta^2$ が成り立つ。

ここで、 X^2 の期待値は、

$$E(X^2) = \int_0^\theta x^2 \cdot \frac{2x}{\theta^2} dx = \frac{2}{\theta^2} \cdot \frac{\theta^4}{4} = \frac{1}{2}\theta^2$$

であるからXの分散 σ^2 は、

$$\sigma^2 = V(X) = E(X^2) - \mu^2 = \frac{1}{2}\theta^2 - (\frac{2}{3}\theta)^2 = \frac{1}{18}\theta^2$$

である。

また、 V^2 の期待値は次のように表すことができる。

$$E(V^{2}) = E\left(\frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{n}(X_{i}-\overline{X})^{2}\right)$$

$$= E\left(\frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{n}(X_{i}^{2}-2X_{i}\overline{X}+\overline{X}^{2})\right)$$

$$= E\left(\frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{n}X_{i}^{2}-\frac{n}{n-1}\overline{X}^{2}\right)$$

$$= \frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{n}E(X_{i}^{2})-\frac{n}{n-1}E(\overline{X}^{2})$$

$$= \frac{n}{n-1}(\sigma^{2}+\mu^{2})-\frac{n}{n-1}E(\overline{X}^{2})$$

ここで、

$$\begin{split} E(\overline{X}^{2}) &= E\left(\left(\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}X_{i}\right)^{2}\right) \\ &= \frac{1}{n^{2}}E\left(\sum_{i=1}^{n}X_{i}^{2} + 2\sum_{i>j}X_{i}X_{j}\right) \\ &= \frac{1}{n^{2}}\left(\sum_{i=1}^{n}E(X_{i}^{2}) + 2\binom{n}{2}E(X_{i}X_{j})\right) \\ &= \frac{1}{n^{2}}\left(n(\sigma^{2} + \mu^{2}) + n(n-1)E(X_{i})E(X_{j})\right) \\ &= \frac{1}{n}(\sigma^{2} + \mu^{2}) + \frac{n-1}{n}\mu^{2} \end{split}$$

であるから、

$$E(V^{2}) = \frac{n}{n-1}(\sigma^{2} + \mu^{2}) - \frac{1}{n-1}(\sigma^{2} + \mu^{2}) - \mu^{2}$$
$$= \sigma^{2}$$

である。したがって、

$$bE(V^{2}) = b\sigma^{2} = b\frac{1}{18}\theta^{2} = \theta^{2}$$

を解いて、

$$b = 18$$

である。

(6)

この都市の現職市長の男性有権者における支持率の推定値を \hat{p}_x 、女性有権者における支持率の推定値を \hat{p}_y で表したとき、この都市の有権者全体の支持率 p は、

$$\hat{p} = \frac{3}{5} \, \hat{p}_x + \frac{2}{5} \, \hat{p}_y$$

で推定される。

この推定量の分散は、

$$V(\hat{p}) = V\left(\frac{3}{5}\hat{p}_x + \frac{2}{5}\hat{p}_y\right) = \frac{9}{25}V(\hat{p}_x) + \frac{4}{25}V(\hat{p}_y)$$
$$\frac{9}{25} \cdot \frac{\hat{p}_x(1-\hat{p}_x)}{140} + \frac{4}{25} \cdot \frac{\hat{p}_y(1-\hat{p}_y)}{40}$$

であるから、 $u\!\!\left(\frac{0.05}{2}\right)$ を標準正規分布 $N(0,\!1)$ の上側 $\frac{0.05}{2}$ 点とすれば、

近似法による支持率 p の信頼区間は、

$$\left(\hat{p} - u\left(\frac{0.05}{2}\right) \cdot \sqrt{V(\hat{p})}, \hat{p} + u\left(\frac{0.05}{2}\right) \cdot \sqrt{V(\hat{p})}\right)$$

となる。

題意および付表より、

$$\hat{p}_x = \frac{72}{140}$$
, $\hat{p}_y = \frac{25}{40}$, $u\left(\frac{0.05}{2}\right) = 1.9600$

であるから、支持率 p の信頼区間について、

信頼下限 =
$$\hat{p} - u \left(\frac{0.05}{2} \right) \cdot \sqrt{V(\hat{p})}$$

$$= \frac{3}{5} \cdot \frac{72}{140} + \frac{2}{5} \cdot \frac{25}{40} - 1.9600 \cdot \sqrt{\frac{9}{25} \cdot \frac{72}{140} \cdot \left(1 - \frac{72}{140}\right)} + \frac{4}{25} \cdot \frac{\frac{25}{40} \cdot \left(1 - \frac{25}{40}\right)}{40}$$

$$= 0.48067 \Lambda \quad これを切り上げて、0.4807$$

信頼上限 =
$$\hat{p} + u \left(\frac{0.05}{2} \right) \cdot \sqrt{V(\hat{p})}$$

$$= \frac{3}{5} \cdot \frac{72}{140} + \frac{2}{5} \cdot \frac{25}{40} + 1.9600 \cdot \sqrt{\frac{9}{25} \cdot \frac{72}{140} \cdot \left(1 - \frac{72}{140}\right)} + \frac{4}{25} \cdot \frac{\frac{25}{40} \cdot \left(1 - \frac{25}{40}\right)}{40}$$

$$= 0.63648 \cdots$$
 これを切り捨てて、 0.6364

となる。

よって、<u>解答は (D) (I)</u>

(7)

箱の内訳は、次のいずれかであることがわかっている。

- ・赤球が15個、黒球が5個である
- ・赤球が5個、黒球が15個である

よって、帰無仮説 H_0 「赤球が15 個、黒球が5 個である」に対する対立仮説 H_1 は「赤球が5 個、黒球が15 個である」という命題によって与えられる。

したがって、第1種の誤りのおこる確率は

 $P(H_0$ が正しいときに H_0 を棄却する)

- = P(5個の球の中に黒球が1個以上入る | 赤球が15個、黒球が5個である)
- =1-P(5個の球の中に黒球が1個も入らない | 赤球が15個、黒球が5個である)

$$=1-\left(\frac{15}{20}\right)^5$$

=0.7627

また、第2種の誤りのおこる確率は

 $P(H_1$ が正しいときに H_0 を採択する)

= P(5個の球の中に黒球が1個も入らない | 赤球が5個、黒球が15個である)

$$=\left(\frac{5}{20}\right)^5$$

= 0.0010

よって、<u>解答は (G) (A)</u>

(8)

このサイコロについて、帰無仮説「それぞれの目の出る確率が等しい」は、次のように表すことができる。

帰無仮説:
$$p_1 = \frac{1}{6}$$
、 $p_2 = \frac{1}{6}$ 、 · · · 、 $p_6 = \frac{1}{6}$ (p_i は i の目が出る確率($1 \le i \le 6$))

よって、90回中それぞれの目の出る期待回数は、 $90 \times \frac{1}{6} = 15$ 回となる。

iの目の出現回数を f_i として、適合度の検定を行い、

$$\chi^{2} = \sum_{i=1}^{6} \frac{(f_{i} - 15)^{2}}{15}$$

$$= \frac{1}{15} \left\{ (9 - 15)^{2} + (18 - 15)^{2} + (11 - 15)^{2} + (22 - 15)^{2} + (x - 15)^{2} + (30 - x - 15)^{2} \right\}$$

$$= \frac{2}{15} (x - 15)^{2} + \frac{110}{15}$$

自由度 $\phi = 6 - 1 = 5$ の χ^2 分布の上側5%点の値11.0705と比べて、

$$\chi^2 < 11.0705$$

なら、帰無仮説は採択される。

したがって、

$$\chi^2 = \frac{2}{15}(x - 15)^2 + \frac{110}{15} < 11.0705$$

を解くと、

9.70578 < x < 20.2942

となる。

すなわち、帰無仮説が採択されるのは、5の目が出た回数xが10以上、20以下のときとなるため、xの取りうる最小値は10である。

よって、解答は **(C)**

(9)

データ*x*, *y* の平均値は、

$$\overline{x} = \frac{1}{4} \cdot (1.6 + 1.7 + 3.4 + 5.3) = 3.00$$

$$\overline{y} = \frac{1}{4} \cdot (2.4 + 4.8 + 15.2 + 15.8) = 9.55$$

また、相関係数を r_{xy} とすれば、

$$r_{xy} = \frac{\sum_{i=1}^{n} (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sqrt{\sum_{i=1}^{n} (x_i - \bar{x})^2 \sum_{i=1}^{n} (y_i - \bar{y})^2}}$$

$$= \frac{\sum_{i=1}^{n} x_i y_i - n\bar{x} \cdot \bar{y}}{\sqrt{\left(\sum_{i=1}^{n} x_i^2 - n\bar{x}^2\right) \left(\sum_{i=1}^{n} y_i^2 - n\bar{y}^2\right)}}$$

$$= \frac{1.6 \cdot 2.4 + 1.7 \cdot 4.8 + 3.4 \cdot 15.2 + 5.3 \cdot 15.8 - 4 \cdot 3.00 \cdot 9.55}{\sqrt{\left(1.6^2 + 1.7^2 + 3.4^2 + 5.3^2 - 4 \cdot 3.00^2\right) \left(2.4^2 + 4.8^2 + 15.2^2 + 15.8^2 - 4 \cdot 9.55^2\right)}}$$

$$= \frac{32.82}{\sqrt{9.10 \cdot 144.67}}$$

$$= 0.90454$$

これより決定係数 R^2 は、

$$R^2 = r_{xy}^2 = 0.8182$$

よって、<u>解答は (E)</u>

(10)

 $\{Y_{\iota}\}$ の分散、時差1、2 の自己共分散をそれぞれ γ_{0} 、 γ_{1} 、 γ_{2} とし、 $E(Y_{\iota})=\mu$ とする。

$$Y_t = 2.0 + 0.6Y_{t-1} + 0.1Y_{t-2} + \varepsilon_t$$
 · · ·

の期待値をとることにより、

$$E(Y_t) = 2.0 + 0.6E(Y_{t-1}) + 0.1E(Y_{t-2})$$

すなわち、

$$\mu = 2.0 + 0.6\mu + 0.1\mu$$
 · · ·

- を行い、 $Y_{t}-\mu$ 、 $Y_{t-1}-\mu$ 、 $Y_{t-2}-\mu$ を両辺に掛けて期待値をとることで、次式が得られる。

$$\gamma_0 = 0.6\gamma_1 + 0.1\gamma_2 + 0.64$$

$$\gamma_1 = 0.6\gamma_0 + 0.1\gamma_1$$

$$\gamma_2 = 0.6\gamma_1 + 0.1\gamma_0$$

この式を解くと、

$$\gamma_0 = \frac{(1 - 0.1)0.64}{(1 + 0.1)\{(1 - 0.1)^2 - 0.6^2\}} = 1.1636\Lambda$$

$$\gamma_1 = \gamma_0 \times \frac{0.6}{(1-0.1)} = 0.7757 \Lambda$$

$$\gamma_2 = 0.6\gamma_1 + 0.1\gamma_0 = 0.5818\Lambda$$

よって、<u>解答は (H) (B)</u>

(11)

この会社の従業員の出勤・欠勤モデルは、以下の4つの状態を定めると、マルコフ過程(連鎖)のモデルで表現することができる。

状態1:本営業日は出勤で、前営業日も出勤

状態2:本営業日は出勤で、前営業日は欠勤

状態3:本営業日は欠勤で、前営業日は出勤

状態4:本営業日は欠勤で、前営業日も欠勤

 P_{ij} を本営業日が状態iの従業員が翌営業日に状態jになる確率とすると、このモデルの推移

確率行列 Pは、

$$P = \begin{pmatrix} P_{11} & P_{12} & P_{13} & P_{14} \\ P_{21} & P_{22} & P_{23} & P_{24} \\ P_{31} & P_{32} & P_{33} & P_{34} \\ P_{41} & P_{42} & P_{43} & P_{44} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0.99 & 0 & 0.01 & 0 \\ 0.90 & 0 & 0.10 & 0 \\ 0 & 0.75 & 0 & 0.25 \\ 0 & 0.65 & 0 & 0.35 \end{pmatrix}$$

と表せる。

ここで、定常状態において状態 $1\sim 4$ にある従業員の割合を $\pi=\left(\pi_1,\pi_2,\pi_3,\pi_4\right)$ とすると、 $\pi=\pi\cdot P$ が成り立つので、

$$(\pi_1, \pi_2, \pi_3, \pi_4) = (\pi_1, \pi_2, \pi_3, \pi_4) \cdot \begin{pmatrix} 0.99 & 0 & 0.01 & 0 \\ 0.90 & 0 & 0.10 & 0 \\ 0 & 0.75 & 0 & 0.25 \\ 0 & 0.65 & 0 & 0.35 \end{pmatrix}$$

と表せる。

整理すると、

$$\begin{cases} \pi_1 = 0.99\pi_1 + 0.90\pi_2 \\ \pi_2 = 0.75\pi_3 + 0.65\pi_4 \\ \pi_3 = 0.01\pi_1 + 0.10\pi_2 \\ \pi_4 = 0.25\pi_3 + 0.35\pi_4 \end{cases}$$

また、 $\pi_1 + \pi_2 + \pi_3 + \pi_4 = 1$ であるから、これらの関係式を解くと

$$\pi_1 = \frac{1170}{1201}, \quad \pi_2 = \frac{13}{1201}, \quad \pi_3 = \frac{13}{1201}, \quad \pi_4 = \frac{5}{1201}$$

を得る。

定常状態において、この会社に出勤している従業員の割合は $\pi_1+\pi_2$ であるから、求める割合は、

$$\pi_1 + \pi_2 = \frac{1183}{1201} = 0.985012 \,\Lambda$$

よって、<u>解答は **(F)**</u>

(12)

$$\sigma = 0.0004^{1/2} = 0.02$$
 だから、 $S_{t+1} = S_t \cdot \exp(0.01 + 0.02 \cdot Z_{t+1})$ である。

また、株価の変動は分布の逆関数法によるので、t=1,2 における Z_t は、標準正規分布の数表を用いて以下のとおりとなる。

| t | U | $Z_t = \Phi^{-1}(U)$ |
|---|--------|----------------------|
| 1 | 0.1587 | -1 |
| 2 | 0.9332 | 1.5 |

(U は[0,1]区間上の一様分布、 Φ は標準正規分布の累積密度関数を表す。)

以上から、

$$F = 10,000 \times \exp(0.01 + Z_1 \times 0.02) = 10,000 \times \exp(-0.01) = 10,000 \times 0.9900 = 9,900$$

$$G = F \times \exp(0.01 + Z_2 \times 0.02) = 9,900 \times \exp(0.04) = 9,900 \times 1.0408 = 10,304$$

$$\therefore G - F = 404$$

よって、解答は (F)

問題 2

(1)

まず、 $X_t=0$ となる場合を考える。 $X_t=0$ はコインを t 回投げた後、駒の位置が 0 であることを意味するので、 $X_t=0$ となる確率 $P(X_t=0)$ は、t-1回目までのコインの表・裏の出方にかかわらず t 回目に裏が出る確率と考えられるため、 $P(X_t=0)=q$ となる。

次に、 $X_t=t$ となる場合を考える。 $X_t=t$ はコインを t 回投げた後、駒の位置が t であることを意味するので、 $X_t=t$ となる確率 $P(X_t=t)$ は、t 回連続で表が出続ける確率であるから、 $P(X_t=t)=p^t$ となる。

以上の結果を用いて、 $X_t = k$ ($1 \le k \le t-1$)となる場合を考える。

コインをt 回投げた後、駒の位置がk であるのは、t-k 回投げた後に駒の位置が0 であり、かつ、そこからk 回連続で表が出る場合と考えられることから、既に得た結果を利用して、

 $X_t = k$ となる確率は、 $P(X_t = k) = P(X_{t-k} = 0) \cdot P(X_k = k) = p^k q$ となることがわかる。 したがって、これらの確率を用いて X_t の期待値 $E(X_t)$ を計算すると、

$$E(X_{t}) = \sum_{k=0}^{t} kP(X_{t} = k) = 0 \cdot q + \sum_{k=1}^{t-1} kp^{k}q + tp^{t}$$

となる。

ここで、
$$S(t-1) \equiv \sum_{k=1}^{t-1} kp^k$$
 とすると、
$$S(t-1) = p + 2p^2 + \Lambda + (t-1)p^{t-1},$$

$$pS(t-1) = p^2 + \Lambda + (t-2)p^{t-1} + (t-1)p^t,$$

$$S(t-1) - pS(t-1) = p + p^2 + \Lambda + p^{t-1} - (t-1)p^t = \frac{p-p^t}{1-p} - (t-1)p^t,$$

$$\therefore S(t-1) = \frac{p-p^t}{(1-p)^2} - \frac{(t-1)p^t}{1-p}$$

したがって、

$$\begin{split} E(X_{t}) &= S(t-1)q + tp^{t} = \left(\frac{p-p^{t}}{(1-p)^{2}} - \frac{(t-1)p^{t}}{1-p}\right)q + tp^{t} \\ &= \frac{p-p^{t}}{1-p} - (t-1)p^{t} + tp^{t} = \frac{p-p^{t}}{1-p} + p^{t} \\ &= \frac{p-p^{t} + (1-p)p^{t}}{1-p} \\ &= \frac{p-p^{t+1}}{q} \end{split}$$

となる。

よって、<u>解答は (D) (H) (A) (C) (I) (D</u>)

(2)

 $P(X_t = k)$ $(0 \le k \le t)$ を以下の手順で求める。

【ルール2】より、明らかに

)
$$t = 0$$
 のとき $P(X_0 = 0) = 1$

)
$$t=1$$
 のとき $P(X_1=0)=0$, $P(X_1=1)=1$

となる。

) t ≥ 2 のとき

まず、 $X_t=0$ となる場合を考える。 $X_t=0$ となるのは、コインの表が一度も出ずにt回目まで連続して裏が偶数回出る場合またはコインの表が出た後t回目まで連続して裏が偶数回出る場合であるから、

$$t$$
が偶数のとき: $P(X_2 = 0) = q^2$ ($t = 2$)

$$P(X_t = 0) = q^t + \sum_{m=1}^{\frac{t-2}{2}} pq^{2m} \quad (t \ge 4)$$

$$t$$
が奇数のとき: $P(X_t = 0) = \sum_{m=1}^{\frac{t-1}{2}} pq^{2m}$

となる。

[例 1 : $X_5 = 0$ となるコインの出方とその確率]

| | 確率 | | | | | |
|-----|---------------------|---|---|---|--------|--|
| 1回目 | 1回目 2回目 3回目 4回目 5回目 | | | | | |
| 表/裏 | 表/裏 | 表 | 裏 | 裏 | pq^2 | |
| 表 | 裏 | 裏 | 裏 | 裏 | pq^4 | |

なお「表/裏」は、コインの出方が表でも裏でもよいことを意味する。 以下の例 2 においても同様。

[例 2 : $X_6 = 0$ となるコインの出方とその確率]

| U | | | | • | | |
|--------|-----|-----|-----|-----|-----|----------|
| コインの出方 | | | | | | 確率 |
| 1回目 | 2回目 | 3回目 | 4回目 | 5回目 | 6回目 | 唯一 |
| 表/裏 | 表/裏 | 表/裏 | 表 | 裏 | 裏 | pq^2 |
| 表/裏 | 表 | 裏 | 裏 | 裏 | 裏 | pq^4 |
| 裏 | 裏 | 裏 | 裏 | 裏 | 裏 | $q^{^6}$ |

次に、 $X_t = t$ となる場合を、t 回目のコインの出方が表である場合と裏である場合に分けて考える。

t回目のコインの出方が表である場合、 $X_{t-1}=t-1$ であれば必ず $X_{t}=t$ となる。 t回目のコインの出方が裏である場合、 $X_{t}=t$ となるためには、 $X_{t-2}=t-2$ で、かつ (t-1)回目のコインの出方が表でなければならない。なぜなら、コインの出方と X_{t} の関係を示した以下の表のとおり、(t-1)回目、t回目と 2 回連続で裏が出る場合には $X_{t}=t$ とはならないためである。

[$X_{t-2}=t-2$ である場合の、コインの出方と X_{t-1},X_t の関係]

| t=2のとき | | | | | | | |
|-----------|-----------|-----------------|-------------|--|--|--|--|
| コインの | X_{t-1} | X_{t} | | | | | |
| (t −1) □目 | t 回目 | Λ_{t-1} | Λ_t | | | | |
| 表 | 表 | <i>t</i> – 1 | t | | | | |
| 裏 | 表 | <i>t</i> – 1 | t | | | | |
| 表 | 裏 | t-1 | t | | | | |
| 裏 | 裏 | t-1 | 0 | | | | |

| t≥3のとき | | | | | | | |
|---------|---------|------|-----------------|-------------|--|--|--|
| = | コインの出方 | | X_{t-1} | X_{t} | | | |
| (t-2)回目 | (t-1)回目 | t 回目 | Λ_{t-1} | Λ_t | | | |
| 表 | 表 | 表 | <i>t</i> – 1 | t | | | |
| 表 | 裏 | 表 | <i>t</i> – 1 | t | | | |
| 裏 | 表 | 表 | <i>t</i> – 1 | t | | | |
| 裏 | 裏 | 表 | 0 | 1 | | | |
| 表 | 表 | 裏 | <i>t</i> – 1 | t | | | |
| 表 | 裏 | 裏 | <i>t</i> – 1 | 0 | | | |
| 裏 | 表 | 裏 | <i>t</i> – 1 | t | | | |
| 裏 | 裏 | 裏 | 0 | 1 | | | |

したがって、 $P(X_t = t)$ は漸化式を用いて

$$P(X_t = t) = p \times P(X_{t-1} = t - 1) + pq \times P(X_{t-2} = t - 2)$$

と表される。

この漸化式は、x に関する 2 次方程式 $x^2-px-pq=0$ の解 α,β ($\beta>\alpha$) を用いて以下 の 2 通りに変形できる。

$$P(X_{t} = t) - \beta P(X_{t-1} = t - 1) = \alpha \left(P(X_{t-1} = t - 1) - \beta P(X_{t-2} = t - 2) \right)$$

$$P(X_{t} = t) - \alpha P(X_{t-1} = t - 1) = \beta \left(P(X_{t-1} = t - 1) - \alpha P(X_{t-2} = t - 2) \right)$$

よって

$$P(X_{t} = t) - \beta P(X_{t-1} = t - 1) = \alpha^{t-1} (P(X_{1} = 1) - \beta P(X_{0} = 0)) = \alpha^{t-1} (1 - \beta)$$

$$P(X_{t} = t) - \alpha P(X_{t-1} = t - 1) = \beta^{t-1} (P(X_{1} = 1) - \alpha P(X_{0} = 0)) = \beta^{t-1} (1 - \alpha)$$

$$(\Theta P(X_{0} = 0)) = P(X_{1} = 1) = 1$$

これらの式を $P(X_t=t)$ と $P(X_{t-1}=t-1)$ に関する連立方程式として $P(X_t=t)$ について解けば

$$P(X_t = t) = \frac{\beta^t (1 - \alpha) - \alpha^t (1 - \beta)}{\beta - \alpha}$$

となる。

以上の結果を用いて、 $X_t=k$ となる確率 $P(X_t=k)$ $(1 \le k \le t-1)$ は (1) と同様の考え方で導出することができ、

$$P(X_t=k)=P(X_{t-k}=0)\times P(X_k=k) \quad (1\leq k\leq t-1)$$
 となる。

問題3.

(1)正規母集団 $N(\mu,\sigma^2)$ の母平均 μ を区間推定する方法を導く。

ア. 母分散 σ^2 が既知のとき

標本変量平均 $\overline{X}=rac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}X_{i}$ と母平均 μ を用いて適当な統計量 $U_{1}=rac{\overline{X}-\mu}{A}$ を作る。

標本変量平均 \overline{X} は $N(\mu, \frac{\sigma^2}{n})$ に従うから、 $A = \sqrt{\frac{\sigma^2}{n}}$ とおけば、 U_1 の分布は標準正規分布 N(0,1) に従い、かつ母平均 μ とは無関係となる。

ここで、信頼係数を $\alpha(=1-\varepsilon)$ 、 $u_1(\frac{\varepsilon}{2})$ を標準正規分布 N(0,1) の上側 $\frac{\varepsilon}{2}$ 点とすれば、

$$P\left(-u_1(\frac{\varepsilon}{2}) < U_1 = \frac{\overline{X} - \mu}{\sqrt{\frac{\sigma^2}{n}}} < u_1(\frac{\varepsilon}{2})\right) = \alpha$$

となる。これを μ について解くと、

$$P\!\!\left(\overline{X}-u_1(\frac{\varepsilon}{2})\cdot\sqrt{\frac{\sigma^2}{n}}<\mu<\overline{X}+u_1(\frac{\varepsilon}{2})\cdot\sqrt{\frac{\sigma^2}{n}}\right)=\alpha$$

となる。したがって、母平均 $\,\mu\,$ の信頼下限 $\,\hat{\mu}_{_{1L}}$ および信頼上限 $\,\hat{\mu}_{_{1U}}$ はそれぞれ

$$\hat{\mu}_{1L} = \overline{x} - u_1(\frac{\varepsilon}{2}) \cdot \sqrt{\frac{\sigma^2}{n}}, \quad \hat{\mu}_{1U} = \overline{x} + u_1(\frac{\varepsilon}{2}) \cdot \sqrt{\frac{\sigma^2}{n}}$$

となる。ただし、 \bar{x} は \bar{X} の実現値である。

イ. 母分散 σ^2 が未知のとき

 σ^2 が未知であるから、 σ^2 の代わりに標本変量不偏分散 $V^2=rac{1}{n-1}\sum_{i=1}^n(X_i-\overline{X})^2$ を

用いて新しい統計量 $U_2=rac{\overline{X}-\mu}{B}$ を作る。

$$B = \sqrt{\frac{V^2}{n}}$$
 とおけば、 U_2 の分布は母平均 μ と母分散 σ^2 とは無関係となる。

また、
$$Z_1 = \frac{(n-1)V^2}{\sigma^2}$$
 () とおけば、 U_2 は U_1 と Z_1 と用いて

$$U_{2} = \frac{\overline{X} - \mu}{\sqrt{\frac{V^{2}}{n}}}$$

$$= \frac{\overline{X} - \mu}{\sqrt{\frac{\sigma^{2}}{n} \cdot \sqrt{\frac{1}{n-1} \cdot \frac{(n-1)V^{2}}{\sigma^{2}}}}}$$

$$= \frac{U_{1}}{\sqrt{\frac{Z_{1}}{n-1}}}$$

と表すことができる。

 Z_1 は自由度 n-1 の χ^2 分布に従い(), U_1 は標準正規分布 N(0,1) に従うことから、 U_2 の分布は自由度 n-1 の t 分布に従う。

標本変量分散 $S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \overline{X})^2$ を用いれば、自由度 n-1 の χ^2 分布に従う統計量

は、
$$\frac{(n-1)V^2}{\sigma^2} = \frac{nS^2}{\sigma^2}$$
であり、 $\frac{nV^2}{\sigma^2}$ ではない点に注意。

ここで、信頼係数を $\alpha(=1-\varepsilon)$ 、 $u_2(\frac{\varepsilon}{2})$ を自由度 n-1の t 分布の上側 $\frac{\varepsilon}{2}$ 点とすれば、

$$P\left(-u_2(\frac{\varepsilon}{2}) < U_2 = \frac{\overline{X} - \mu}{\sqrt{\frac{V^2}{n}}} < u_2(\frac{\varepsilon}{2})\right) = \alpha$$

となる。これを μ について解くと、

$$P\!\!\left(\overline{X} - u_2(\frac{\varepsilon}{2}) \cdot \sqrt{\frac{V^2}{n}} < \mu < \overline{X} + u_2(\frac{\varepsilon}{2}) \cdot \sqrt{\frac{V^2}{n}}\right) = \alpha$$

となる。 したがって、母平均 μ の信頼下限 $\hat{\mu}_{\scriptscriptstyle 2L}$ および信頼上限 $\hat{\mu}_{\scriptscriptstyle 2U}$ はそれぞれ

$$\hat{\mu}_{2L} = \overline{x} - u_2(\frac{\varepsilon}{2}) \times \frac{v}{\sqrt{n}}, \quad \hat{\mu}_{2U} = \overline{x} + u_2(\frac{\varepsilon}{2}) \times \frac{v}{\sqrt{n}}$$

となる。ただし、 $ar{x}$,vはそれぞれ $ar{X}$,Vの実現値である。

- (2)2つの正規母集団 $N(\mu_x,\sigma_x^2)$ および $N(\mu_y,\sigma_y^2)$ の母平均の差 $\delta=\mu_x-\mu_y$ を区間推定する方法を導く。
 - ア.母分散 σ_x^2, σ_y^2 が既知のとき

標本変量平均の差 \overline{X} $-\overline{Y} = \frac{1}{n_x} \sum_{i=1}^{n_x} X_i - \frac{1}{n_y} \sum_{i=1}^{n_y} Y_i$ と母平均の差 δ を用いて適当な統計

量
$$U_3 = \frac{\overline{X} - \overline{Y} - \delta}{C}$$
を作る。

標本変量平均の差 \overline{X} – \overline{Y} は $N(\mu_x - \mu_y, \frac{\sigma_x^2}{n_x} + \frac{\sigma_y^2}{n_y})$ に従うことから、

$$C = \sqrt{\frac{\sigma_x^2}{n_x} + \frac{\sigma_y^2}{n_y}} = \sqrt{\frac{n_y \sigma_x^2 + n_x \sigma_y^2}{n_x n_y}}$$
 とおけば、 U_3 の分布は標準正規分布 $N(0,1)$ に従

い、かつ母平均の差 δ とは無関係となる。

ここで、信頼係数を $\alpha(=1-\varepsilon)$ 、 $u_1(\frac{\varepsilon}{2})$ を標準正規分布 N(0,1) の上側 $\frac{\varepsilon}{2}$ 点とすれば、

$$P\left(-u_1(\frac{\varepsilon}{2}) < U_3 = \frac{\overline{X} - \overline{Y} - \delta}{\sqrt{\frac{\sigma_x^2}{n_x} + \frac{\sigma_y^2}{n_y}}} < u_1(\frac{\varepsilon}{2})\right) = \alpha$$

となる。これを δ について解くと、

$$P\left(\overline{X} - \overline{Y} - u_1(\frac{\varepsilon}{2}) \cdot \sqrt{\frac{\sigma_x^2}{n_x} + \frac{\sigma_y^2}{n_y}} < \delta < \overline{X} - \overline{Y} + u_1(\frac{\varepsilon}{2}) \cdot \sqrt{\frac{\sigma_x^2}{n_x} + \frac{\sigma_y^2}{n_y}}\right) = \alpha$$

となる。したがって、母平均の差 δ の信頼下限 $\hat{\delta}_{\scriptscriptstyle 3L}$ および信頼上限 $\hat{\delta}_{\scriptscriptstyle 3U}$ はそれぞれ

$$\hat{\delta}_{3L} = \overline{x} - \overline{y} - u_1(\frac{\varepsilon}{2}) \cdot \sqrt{\frac{\sigma_x^2}{n_x} + \frac{\sigma_y^2}{n_y}}, \quad \hat{\delta}_{3U} = \overline{x} - \overline{y} + u_1(\frac{\varepsilon}{2}) \cdot \sqrt{\frac{\sigma_x^2}{n_x} + \frac{\sigma_y^2}{n_y}}$$

となる。ただし、 $\overline{x},\overline{y}$ はそれぞれ $\overline{X},\overline{Y}$ の実現値である。

イ . 母分散 σ_x^2, σ_y^2 が未知のとき(ただし、 $\sigma_x^2 = \sigma_y^2 = \sigma^2$ であることが判明している)

 σ_x^2,σ_y^2 が未知であるから、 σ_x^2,σ_y^2 の代わりに2つの標本変量分散

$$S_x^2 = \frac{1}{n_x} \sum_{i=1}^{n_x} (X_i - \overline{X})^2$$
 、 $S_y^2 = \frac{1}{n_y} \sum_{i=1}^{n_y} (Y_i - \overline{Y})^2$ を用いて新しい統計量

$$U_4 = \frac{\overline{X} - \overline{Y} - \delta}{D}$$
を作る。 $\sigma_x^2 = \sigma_y^2$ が成り立つときに、

$$D = \sqrt{\left(\frac{1}{n_x} + \frac{1}{n_y}\right) \left(\frac{n_x S_x^2 + n_y S_y^2}{n_x + n_y - 2}\right)}$$
とおけば、 U_4 の分布は自由度 $n_x + n_y - 2$ の t 分布

()に従い、かつ母平均の差 δ および母分散 σ_x^2,σ_y^2 とは無関係となる。

()

$$Z_2 = \frac{n_x S_x^2 + n_y S_y^2}{\sigma^2}$$
とおけば、 $\sigma_x^2 = \sigma_y^2 = \sigma^2$ が成り立つとき、

$$\begin{split} U_4 &= \frac{\overline{X} - \overline{Y} - \delta}{\sqrt{\left(\frac{1}{n_x} + \frac{1}{n_y}\right)\left(\frac{n_x S_x^2 + n_y S_y^2}{n_x + n_y - 2}\right)}} = \frac{\overline{X} - \overline{Y} - \delta}{\sqrt{\left(\frac{1}{n_x} + \frac{1}{n_y}\right)\sigma^2} \times \sqrt{\frac{1}{n_x + n_y - 2} \times \frac{n_x S_x^2 + n_y S_y^2}{\sigma^2}}} \\ &= \frac{U_3}{\sqrt{\frac{Z_2}{n_x + n_y - 2}}} \end{split}$$

と表すことができる。

 Z_2 は自由度 $n_{\scriptscriptstyle X}$ + $n_{\scriptscriptstyle Y}$ - 2 の χ^2 分布に従い、 U_3 の分布は標準正規分布 N(0,1) に従う

ことから、 U_4 の分布は自由度 $n_x + n_y - 2$ の t 分布に従うことがわかる。

ここで、信頼係数を $\alpha(=1-\varepsilon)$ 、 $u_4(\frac{\varepsilon}{2})$ を自由度 n_x+n_y-2 の t 分布の上側 $\frac{\varepsilon}{2}$ 点とすれば、

$$P\left(-u_4(\frac{\varepsilon}{2}) < U_4 = \frac{\overline{X} - \overline{Y} - \delta}{\sqrt{\left(\frac{1}{n_x} + \frac{1}{n_y}\right)\left(\frac{n_x S_x^2 + n_y S_y^2}{n_x + n_y - 2}\right)}} < u_4(\frac{\varepsilon}{2})\right) = \alpha$$

となる。これを δ について解くと、

$$P\left(\overline{X} - \overline{Y} - u_4(\frac{\varepsilon}{2}) \cdot \sqrt{\left(\frac{1}{n_x} + \frac{1}{n_y}\right)\left(\frac{n_x S_x^2 + n_y S_y^2}{n_x + n_y - 2}\right)} < \delta < \overline{X} - \overline{Y} + u_4(\frac{\varepsilon}{2}) \cdot \sqrt{\left(\frac{1}{n_x} + \frac{1}{n_y}\right)\left(\frac{n_x S_x^2 + n_y S_y^2}{n_x + n_y - 2}\right)}\right) = \alpha$$

となる。したがって、母平均の差 δ の信頼下限 $\hat{\delta}_{_{4L}}$ および信頼上限 $\hat{\delta}_{_{4U}}$ はそれぞれ

$$\hat{\delta}_{4L} = \overline{x} - \overline{y} - u_4(\frac{\varepsilon}{2}) \cdot \sqrt{\left(\frac{1}{n_x} + \frac{1}{n_y}\right) \left(\frac{n_x s_x^2 + n_y s_y^2}{n_x + n_y - 2}\right)}$$

$$\hat{\delta}_{4U} = \overline{x} - \overline{y} + u_4(\frac{\varepsilon}{2}) \cdot \sqrt{\left(\frac{1}{n_x} + \frac{1}{n_y}\right) \left(\frac{n_x s_x^2 + n_y s_y^2}{n_x + n_y - 2}\right)}$$

となる。ただし、 $ar{x},ar{y},s_x^2,s_y^2$ はそれぞれ $ar{X},ar{Y},S_x^2,S_y^2$ の実現値である。

問題1.

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

問題2.

| (1) | 1) | (D) | 2点 | (2) | 11) | (K) | 完答で2点 |
|-----|-----|-----|-------|-----|-----|-----|-------------|
| | 2 | (H) | 2点 | | 12 | (G) | |
| | 3 | (A) | 2点 | | 13 | (C) | 完答で2点 |
| | 4 | (C) | 完答で3点 | | 14) | (F) | |
| | (5) | (I) | | | 15 | (N) | 完答で3点 |
| | 6 | (D) | | | 16 | (G) | ただし |
| (2) | 7 | (B) | 完答で3点 | | 17) | (M) | 1516および1718 |
| | 8 | (A) | | | 18) | (H) | は順不同 |
| | 9 | (B) | | | 19 | (F) | |
| | 10 | (F) | 1点 | | | | |

問題3.

| (1) | 1 | (A) | 完答で2点 | (2) | 11) | (E) | 完答で2点 |
|-----|-----|-----|-------|------------------|-------|--------|----------|
| | 2 | (G) | | | 12 | (H) | |
| | 3 | (I) | 完答で2点 | | 13) | (M) | 完答で5点※ |
| | 4 | (G) | | | 14) | (A) | |
| | (5) | (H) | 完答で2点 | | 15) | (B) | |
| | 6 | (A) | | | 16 | (G) | |
| | 7 | (D) | 2点 | | 17) | (C) | 1点 |
| | 8 | (F) | 1点 | ※ 13~1613 | は以下を選 | 選択した場合 | らも正解とする。 |
| | 9 | (D) | 1点 | (2) | 13) | (E) | 完答で5点 |
| | 10 | (G) | 2点 | | 14) | (J) | |
| | | | | | 15) | (I) | |
| | | | | | 16) | (G) | |