多変量解析 第
$$4$$
 回:多変量正規分布 1 次に,
$$\int_{-\infty}^{\infty}\cdots\int_{-\infty}^{\infty}f(x_1,\ldots,x_p;\boldsymbol{\mu},\boldsymbol{\Sigma})dx_p\cdots dx_1=1$$
 を示える、 $\boldsymbol{\Sigma}$ は正定値であるから、同値条件 (iii) から $\boldsymbol{\Sigma}=CC'$ となる

 $m{x}-m{\mu}=m{C}m{y}$ と変数変換する.ただし, $m{y}=(y_1,\dots,y_p)'$ である.このとき, $(m{x}-m{\mu})'m{\Sigma}^{-1}(m{x}-m{\mu})=(m{C}m{\nu})'m{\Sigma}^{-1}$

$$x - \mu = Cy$$

$$(x-oldsymbol{\mu})'oldsymbol{\Sigma}^{-1}(x-oldsymbol{\mu}) = (Cy)'oldsymbol{\Sigma}^{-1}Cy$$
 $= y'C'oldsymbol{\Sigma}^{-1}Cy$ $= [読者の演習]$ $= y'y$ であり、この変数変換のヤコビアンは、 $J(y_1,\ldots,y_p) = \mod |C|$ であるから、 $\int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} f(x_1,\ldots,x_n;oldsymbol{\mu},oldsymbol{\Sigma})dx_n\cdots dx_1$

$$J(y_1, \dots, y_p) = \mod |\mathbf{C}| \tag{3}$$

$$J(y_1, \dots, y_p) = \mod |C|$$

$$\int_{-\infty}^{\infty} \dots \int_{-\infty}^{\infty} f(x_1, \dots, x_p; \boldsymbol{\mu}, \boldsymbol{\Sigma}) dx_p \dots dx_1$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} \dots \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{(2\pi)^{p/2} |\boldsymbol{\Sigma}|^{1/2}} \exp \left[-\frac{1}{2} (\boldsymbol{x} - \boldsymbol{\mu})' \boldsymbol{\Sigma}^{-1} (\boldsymbol{x} - \boldsymbol{\mu}) \right] dx_p \dots dx_1$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} \dots \int_{-\infty}^{\infty} \mod |C| \frac{1}{(2\pi)^{p/2} |\boldsymbol{\Sigma}|^{1/2}} \exp \left[-\frac{1}{2} \boldsymbol{y}' \boldsymbol{y} \right] dy_p \dots dy_1$$
ここで、

$$=\int_{-\infty}\cdots\int_{-\infty}\mod|\mathcal{C}|rac{|\Sigma|^{p/2}|\Sigma|^{1/2}}{(2\pi)^{p/2}|\Sigma|^{1/2}}\exp\left[-rac{1}{2}m{y}^2
ight]$$
ここで, $\exp\left[-rac{1}{2}m{y}'m{y}
ight]=\prod_{i=1}^p\exp\left[-rac{1}{2}y_i^2
ight]$ であること,および $|m{\Sigma}|=|m{C}|^2$

$$|\mathbf{y}| = \prod_{i=1}^{n} \exp\left[-\frac{1}{2}y_i^2\right]$$
 $|\Sigma| = |C|^2$
(4)

多変量解析 第 4 回:多変量正規分布 2
であることに注意すると、
$$\int_{-\infty}^{\infty} \cdots \int_{-\infty}^{\infty} \mod |C| \frac{1}{(2\pi)^{p/2} |\Sigma|^{1/2}} \exp \left[-\frac{1}{2} y' y \right] dy_p \cdots dy_1$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} \cdots \int_{-\infty}^{\infty} \mod |C| \frac{1}{(2\pi)^{p/2} \mod |C|} \prod_{i=1}^{p} \exp \left[-\frac{1}{2} y_i^2 \right] dy_p \cdots dy_1$$

$$= \prod_{i=1}^{p} \left(\int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp \left[-\frac{1}{2} y_i^2 \right] dy_i \right)$$

$$= 1$$
以上から、 $f(x_1, \dots, x_p; \mu, \Sigma)$ が pdf の条件を満たすことが確認できた.
$$\vec{x}(3) \text{ の解説}$$

$$x = Cy + \mu \text{ を成分を用いて表記すると}$$

$$oldsymbol{x} = oldsymbol{C}oldsymbol{y} + oldsymbol{\mu}$$
 を成分を用いて表記すると

以上から、
$$f(x_1,\ldots,x_p;\boldsymbol{\mu},\boldsymbol{\Sigma})$$
 が pdf の条件を満たすことに $\mathbf{x}=\mathbf{C}\mathbf{y}+\boldsymbol{\mu}$ を成分を用いて表記すると
$$\begin{pmatrix} x_1 \\ \vdots \\ x_p \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} c_{11}y_1+\cdots+c_{1p}y_p+\mu_1 \\ \vdots \\ c_{p1}y_1+\cdots+c_{pp}y_p+\mu_p \end{pmatrix}$$
 であるから、
$$\begin{vmatrix} \frac{\partial x_1}{\partial u} & \ldots & \frac{\partial x_1}{\partial u} \end{vmatrix}$$

$$J(y_1, \dots, y_p) = \mod \begin{vmatrix} \frac{\partial x_1}{\partial y_1} & \dots & \frac{\partial x_1}{\partial y_p} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{\partial x_p}{\partial y_1} & \dots & \frac{\partial x_p}{\partial y_p} \end{vmatrix}$$
$$= \mod \begin{vmatrix} c_{11} & \dots & c_{1p} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ c_{p1} & \dots & c_{pp} \end{vmatrix}$$
$$= \mod |\mathbf{C}|$$

6321120@ed.tus.ac.jp - May 定義 1. 確率行列 Z は、確率変数 Z_{11},\ldots,Z_{mn} を要素に持つ行列である.

$$Z = (Z_{gh})$$
 $g = 1, \dots, m; h = 1, \dots, n$

 $m \times n$ 行列 $oldsymbol{U}$ の (i,j) 成分を u_{ij} とする $(i=1,\ldots,m;j=1,\ldots,n)$. このとき、次のように表現することがある.

ひように表現することがある。
$$oldsymbol{U} = \begin{pmatrix} u_{11} & \cdots & u_{1n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ u_{m1} & \cdots & u_{mn} \end{pmatrix}$$
 $= (u_{ij})_{m \times n}$ $= (u_{ij}) \quad i = 1, \dots, m; j = 1, \dots, n$ $oldsymbol{Z} = (E(Z_{gh})) \quad g = 1, \dots, m; h = 1, \dots, n$

定義 2. 確率行列 Z の期待値は、

$$E(\mathbf{Z}) = (E(Z_{gh})) \quad g = 1, \dots, m; h = 1, \dots, n$$

で与えられる.

特に、Zが確率ベクトルXの場合、

$$E(\mathbf{X}) = \begin{pmatrix} E(X_1) \\ \vdots \\ E(X_p) \end{pmatrix}$$

5:55 AM GMT+9 である. また, Zが確率行列 $(X - \mu)(X - \mu)'$ の場合は,

$$E(oldsymbol{X}) = \begin{pmatrix} E(X_1) \\ \vdots \\ E(X_p) \end{pmatrix}$$
 ある。また, $oldsymbol{Z}$ が確率行列 $(oldsymbol{X} - oldsymbol{\mu})(oldsymbol{X} - oldsymbol{\mu})'$ の場合は,
$$E((oldsymbol{X} - oldsymbol{\mu})') = \begin{pmatrix} E((X_1 - oldsymbol{\mu})') & \cdots & E((X_1 - oldsymbol{\mu}_1)(X_p - oldsymbol{\mu}_p)) \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ E((X_p - oldsymbol{\mu}_p)(X_1 - oldsymbol{\mu}_1) & \cdots & E((X_p - oldsymbol{\mu}_p)^2) \end{pmatrix}$$
 $= \begin{pmatrix} V(X_1) & \cdots & Cov(X_1, X_p) \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ Cov(X_p, X_1) & \cdots & V(X_p) \end{pmatrix}$ か行列を一般に共分散行列と呼び $V(oldsymbol{X})$ と書く.

この行列を一般に共分散行列と呼びV(X)と書く.

6321120@ed.tus.ac.jp - May 補題 1. \mathbf{Z} が $m \times n$ の確率行列, \mathbf{D} が $\ell \times m$ の実行列, \mathbf{E} が $n \times q$ の実 行列, F が $\ell \times q$ の実行列とすると,

$$E(\mathbf{DZE} + \mathbf{F}) = \mathbf{D}E(\mathbf{Z})\mathbf{E} + \mathbf{F}$$

が成り立つ.

多変量解析 第 4 回:多変量正規分布特に, $\mathbf{Y} = \mathbf{D}\mathbf{X}$

$$E(Y) = DE(X) + f$$
$$V(Y) = DV(X)D'$$

が成り立つ. 証明は読者の演習とする.

.40 8:55:55 AM
.40 8:55:55 AM
.May 11, 2023, 確率ベクトル $X = (X_1, ..., X_p)'$ が平均ベクトル μ , 共分散行列 Σ の 多変量正規分布に従うとき,

$$E(\boldsymbol{X}) = \boldsymbol{\mu}, \quad V(\boldsymbol{X}) = \boldsymbol{\Sigma}$$

を示す.

 $oldsymbol{\Sigma} = oldsymbol{C}'$ となる正則行列 $oldsymbol{C}$ を用いて $oldsymbol{x} - oldsymbol{\mu} = oldsymbol{C} oldsymbol{y}$ と変数変換すると Yの pdf は,

$$g(\boldsymbol{y}) = \prod_{i=1}^{p} \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{1}{2} y_i^2 \right] \right)$$

である $(g(y_1,\ldots,y_p)$ を $g(\boldsymbol{y})$ と略記することもある). 確率ベクトル \boldsymbol{Y}

である
$$(g(y_1, ..., y_p))$$
 を $g(y)$ と略記 することもある)、 能率ペクトル Y の第 i 成分 Y_i $(i=1,...,p)$ の期待値は,
$$E(Y_i) = \int_{-\infty}^{\infty} \cdots \int_{-\infty}^{\infty} y_i \prod_{i=1}^{p} \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{1}{2}y_i^2\right]\right) dy_p \dots dy_1$$

$$= \left(\int_{-\infty}^{\infty} y_i \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{1}{2}y_i^2\right] dy_i\right)$$

$$\times \prod_{j \neq i} \left(\int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{1}{2}y_j^2\right] dy_j\right)$$

$$= 0$$
 したがって, $E(Y) = 0$. 以上から,
$$E(X) = E(CY + \mu) = CE(Y) + \mu = \mu$$
 次に, $E(YY')$ について考える. $E(YY')$ の (i,j) 成分は, $i \neq j$ に対して,

$$E(X) = E(CY + \mu) = CE(Y) + \mu = \mu$$

したがって、
$$E(Y) = 0$$
. 以上から、
$$E(X) = E(CY + \mu) = CE(Y) + \mu = \mu$$
次に、 $E(YY')$ について考える。 $E(YY')$ の (i,j) 成分は、 $i \neq j$ に対して、
$$E(Y_iY_j) = \int_{-\infty}^{\infty} \cdots \int_{-\infty}^{\infty} y_i y_j \prod_{i=1}^{p} \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{1}{2}y_i^2\right]\right) dy_p \dots dy_1$$
$$= [読者の演習]$$
$$= 0$$

$$V(X) = CV(Y)C' = CE(YY')C' = CC' = \Sigma$$

行列 A が正定値ならば, A^{-1} も正定値である.

証明:行列 A が正定値ならば,

$$\boldsymbol{A}\boldsymbol{x} = \lambda \boldsymbol{x} \tag{5}$$

が成り立つ. ただし、 $\lambda > 0$ である. 式(5)の両辺に左から A^{-1} をか

$$\boldsymbol{A}^{-1}\boldsymbol{x} = \frac{1}{\lambda}\boldsymbol{x}$$

を得る. このとき $1/\lambda > 0$ であるから, A^{-1} は正定値である.

3.2 演習問題

問1 式 (4) が成り立つことを証明する. $\Sigma = CC'$ より

$$oldsymbol{C}^{-1}oldsymbol{\Sigma}(oldsymbol{C}')^{-1} = oldsymbol{I}_p$$

である. このことから、 $|C^{-1}| = 1/|C|$ 、 $|(C')^{-1}| = (\mathcal{F})$ 、 $|I_p| = 1$

である。このことから, より $|\mathbf{\Sigma}| = |\mathbf{C}|^2$ を得る。 文中の(ア) ℓ ンツ 適切ナ 6321120@ed.tus.ac.jp - May 文中の(ア)に当てはまるものとして,次の ① ~ ④ のうちから

FE.EE AM GMT+9

3 1/|C|

多変量解析 第4回:多変量正規分布 問2 補題1を証明する 応介:

$$E\left(\sum_{g}\sum_{h}d_{ih}Z_{hg}e_{gj}+f_{ij}\right)=\sum_{g}\sum_{h}\left(\mathcal{A}\right)$$

g h , \neg 4 いな石辺の (i,j) 成分に等しい。 文中の(イ)に当てはまるものとして,次の ① \sim ④ のうちから 適切なものを一つ選べ。 $\boxed{2}$ ① $E(d_{ih})Z_{ho}e_{ni}+f$

$$3 d_{ih}Z_{hq}E(e_{qj}) + f_{i}$$

 $a_{ing}e_{gj}+f_{ij}$ ② $d_{ih}E(Z_{hg})e_{gj}+f_{ij}$ ③ $d_{ih}Z_{hg}E(e_{gj})+f_{ij}$ ④ $d_{ih}Z_{hg}e_{gj}+E(f_{ij})$ 確率ベクトルXの平均が $E(X)=(1 \circ \circ \circ I_3$ であるとする。また 問 3 確率ベクトル \boldsymbol{X} の平均が $E(\boldsymbol{X})=(1,2,3)'$, 共分散行列が $V(\boldsymbol{X})=$

$$\mathbf{A} = \begin{pmatrix} 1 & 2 & 3 \\ 1 & 0 & 1 \\ 3 & 2 & 1 \end{pmatrix}, \quad \mathbf{b} = \begin{pmatrix} 3 \\ 2 \\ 1 \end{pmatrix}$$

とし、Y = AX + bとする.

- - ① (17,6,11)' ② (14,4,10)' ③ (3,2,1)' ④ (9,2,3)'
- 2. V(Y) はいくらか. 次の \bigcirc ~ \bigcirc のうちから適切なものを一つ

$$\begin{pmatrix}
14 & 10 & 4 \\
10 & 2 & 4 \\
4 & 4 & 14
\end{pmatrix}$$

$$\begin{pmatrix}
3 & 4 & 4 \\
8 & 4 & 12
\end{pmatrix}$$

$$\begin{pmatrix}
14 & 4 & 10 \\
4 & 2 & 4 \\
10 & 4 & 14
\end{pmatrix}$$