

# 線型推測論

第06回 確率分布の仮定と線形仮説の検定(1)

千葉大学大学院医学研究院

長島 健悟

# 今回のお話

- 前回まで
  - 基本的には誤差の三条件の仮定のみ
  - 期待値と分散だけに条件を置いて, 具体的な確率分布を仮定しなかった
- 今回
  - 仮説検定と信頼区間を議論するため, 誤差の三条件に加え, 正規性の仮定を置く

# 正規性の仮定

- 正規性の仮定

$$\mathbf{Y} \sim N(\mathbf{X}\boldsymbol{\beta}, \sigma^2 \mathbf{I})$$

- 系6-1

- $Y_i \sim N(\mathbf{x}'_i \boldsymbol{\beta}, \sigma^2)$

# ゴール

- 一般線型仮説の検定 (General linear hypothesis tests)
- 帰無仮説 :  $H_0: \mathbf{C}\boldsymbol{\beta} = \mathbf{0}$
- 対立仮説 :  $H_1: \mathbf{C}\boldsymbol{\beta} \neq \mathbf{0}$
- $\mathbf{C}$  :  $m \times p$ 次元の対比係数行列
  - $\mathbf{C} = (\mathbf{c}'_1 \quad \mathbf{c}'_2 \quad \cdots \quad \mathbf{c}'_m)'$
  - $(m \times p) \times (p \times 1) = (m \times 1)$ なので,  $m$ 個の仮説を同時に検定できる

# 単一仮説の検定

- $m = 1$ の場合, 単一仮説の検定が得られる
- $H_0: \mathbf{C}\boldsymbol{\beta} = \mathbf{c}'_1\boldsymbol{\beta} = 0$  仮説検定になる

$$\mathbf{c}'_1\boldsymbol{\beta} = (c_{11} \quad c_{12} \quad \cdots \quad c_{1p}) \begin{pmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_p \end{pmatrix}$$

$$= \sum_{j=1}^p c_{1j}\beta_j$$

# 複数仮説の検定

- 一般の $m$ の場合がこれにあたる

$$\bullet H_0: \mathbf{C}\boldsymbol{\beta} = \begin{pmatrix} \mathbf{c}'_1 \\ \mathbf{c}'_2 \\ \vdots \\ \mathbf{c}'_m \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_p \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mathbf{c}'_1\boldsymbol{\beta} \\ \mathbf{c}'_2\boldsymbol{\beta} \\ \vdots \\ \mathbf{c}'_m\boldsymbol{\beta} \end{pmatrix} = \mathbf{0}$$

- $m$ 個の仮説を"同時に"評価できる方法が必要
- なんで $F$ 検定が現れるのか？  $F$ 検定の意味は？

# 単一仮説の検定の場合

- ロジックはとても単純である

- $\mathbf{c}'_1 \boldsymbol{\beta} = 0$  を検定したい

- 帰無仮説のもとで  $\frac{\mathbf{c}'_1 \hat{\boldsymbol{\beta}}}{\sqrt{\widehat{\text{Var}}(\mathbf{c}'_1 \hat{\boldsymbol{\beta}})}} \sim t(n - p)$  に

基づく仮説検定が考えられる

- $\widehat{\text{Var}}(\mathbf{c}'_1 \hat{\boldsymbol{\beta}}) = s^2 \mathbf{c}'_1 (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \mathbf{c}_1$

# $t$ 統計量の導出

- $Z$ が標準正規分布 $N(0, 1)$ に従い,  $V$ が $Z$ とは独立に自由度 $\nu$ の $\chi^2$ 分布に従うとき,

$$Y = \frac{Z}{\sqrt{V/\nu}},$$

は自由度 $\nu$ の $t$ 分布に従う



# $t$ 統計量の導出：一標本 $t$ 検定

- 一標本 $t$ 検定の場合

- $Y_i \sim N(\mu, \sigma^2)$

- $\bar{Y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i$

- $s^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2$

- $\frac{\bar{Y} - \mu}{\sqrt{s^2/n}} \sim t(n - 1)$

# $t$ 統計量の導出：一標本 $t$ 検定

- $Y = \frac{Z}{\sqrt{V/v}}$ の形をしている
- $Z = \frac{\bar{Y} - \mu}{\sqrt{\sigma^2/n}} \sim N(0,1)$
- $(n - 1) \frac{s^2}{\sigma^2} = \sum_{i=1}^n \left( \frac{Y_i - \bar{Y}}{\sigma} \right)^2 \sim \chi^2(n - 1)$
- $\frac{Z}{\sqrt{(n-1) \frac{s^2}{\sigma^2} / (n-1)}} = \frac{\bar{Y} - \mu}{\sqrt{s^2/n}} \sim t(n - 1)$

# カイ二乗分布の復習

- $Y_i \sim N(\mu, \sigma^2)$ ,  $Z_i \sim N(0,1)$  のとき
- 定義 :  $Z_i^2 \sim \chi^2(1)$ ,  $\sum_{i=1}^n Z_i^2 \sim \chi^2(n)$ ,  
 $\sum_{i=1}^n \left(\frac{Y_i - \mu}{\sigma}\right)^2 \sim \chi^2(n)$ ,  $\frac{Y_i - \mu}{\sigma} \sim N(0,1)$
- 偏差平方和の分布 (直感的な説明)

$$\bullet \sum_{i=1}^n \left(\frac{Y_i - \bar{Y}}{\sigma}\right)^2 = \sum_{i=1}^n \left(\frac{Y_i - \mu}{\sigma}\right)^2 - \frac{(\bar{Y} - \mu)^2}{\sigma^2/n} \Leftrightarrow$$

$$\sum_{i=1}^n \left(\frac{Y_i - \bar{Y}}{\sigma}\right)^2 + \frac{(\bar{Y} - \mu)^2}{\sigma^2/n} = \sum_{i=1}^n \left(\frac{Y_i - \mu}{\sigma}\right)^2$$

$$\bullet \sum_{i=1}^n \left(\frac{Y_i - \bar{Y}}{\sigma}\right)^2 \sim \chi^2(n - 1)$$

# 二次形式の分布

- 本講義では行列による表記を学習する
- $Y'AY$ の形を二次形式と呼ぶのであった
- $Y'AY = \sum_i \sum_j a_{ij} y_i y_j$
- 二次形式を用いれば二乗和の形を行列で表現できる
- $\sum_i y_i^2 = Y' I Y$
- $\sum_{i=1}^n \left( \frac{Y_i - \mu}{\sigma} \right)^2 = \left( \frac{Y - \mu}{\sigma} \right)' \mathbf{I} \left( \frac{Y - \mu}{\sigma} \right)$

# 二次形式の分布

- 一般線型モデルでは二次形式の分布が重要である
- 定理6-1
  - $A$ が冪等行列であり,  $r = \text{rank}(A)$ であるとする
  - $\mathbf{Z} \sim N(\mathbf{0}, \mathbf{I})$ のとき  $\mathbf{Z}'\mathbf{A}\mathbf{Z} \sim \chi^2(r)$

# 冪等行列 (idempotent matrix)

- $A = AA$ をみたす正方行列のことを冪等行列とよぶ

- 冪等行列 $A$ については

$$\text{rank}(A) = \text{tr}(A)$$

がなりたつ

- 冪等行列の例

$$X(X'X)^{-1}X'$$

# 二次形式の分布

- より一般の場合
- $\mathbf{Y} \sim N(\boldsymbol{\mu}, \sigma^2 \mathbf{I})$  のとき
  - $\frac{\mathbf{Y}' \mathbf{A} \mathbf{Y}}{\sigma^2} \sim \chi^2 \left( r, \frac{1}{2\sigma^2} \boldsymbol{\mu}' \mathbf{A} \boldsymbol{\mu} \right)$
  - 非心カイ二乗分布
- $\left( \frac{\mathbf{Y} - \boldsymbol{\mu}}{\sigma} \right)' \mathbf{A} \left( \frac{\mathbf{Y} - \boldsymbol{\mu}}{\sigma} \right) \sim \chi^2(r)$

# 二次形式による偏差平方和の分布

- $$\sum_{i=1}^n \left( \frac{Y_i - \bar{Y}}{\sigma} \right)^2 = \sum_{i=1}^n \left( \frac{Y_i - \mu}{\sigma} \right)^2 - \frac{(\bar{Y} - \mu)^2}{\sigma^2/n}$$
- $$\sum_{i=1}^n \left( \frac{Y_i - \mu}{\sigma} \right)^2 = \left( \frac{\mathbf{Y} - \mu}{\sigma} \right)' \mathbf{I} \left( \frac{\mathbf{Y} - \mu}{\sigma} \right)$$



# 二次形式による偏差平方和の分布

- $\mathbf{j} = (1 \quad \dots \quad 1)'$ ,  $\mathbf{J} = \begin{pmatrix} 1 & \dots & 1 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & \dots & 1 \end{pmatrix}$

- $$\begin{aligned} \frac{(\bar{Y} - \mu)^2}{\sigma^2/n} &= n \left\{ \frac{1}{n} \mathbf{j}' \left( \frac{\mathbf{Y} - \boldsymbol{\mu}}{\sigma} \right) \right\}^2 \\ &= n \left\{ \frac{1}{n} \left( \frac{\mathbf{Y} - \boldsymbol{\mu}}{\sigma} \right)' \mathbf{j} \right\} \left\{ \frac{1}{n} \mathbf{j}' \left( \frac{\mathbf{Y} - \boldsymbol{\mu}}{\sigma} \right) \right\} \\ &= \left( \frac{\mathbf{Y} - \boldsymbol{\mu}}{\sigma} \right)' \left( \frac{1}{n} \mathbf{J} \right) \left( \frac{\mathbf{Y} - \boldsymbol{\mu}}{\sigma} \right) \end{aligned}$$

# 二次形式による偏差平方和の分布

- $$\sum_{i=1}^n \left( \frac{Y_i - \bar{Y}}{\sigma} \right)^2 = \left( \frac{\mathbf{Y} - \boldsymbol{\mu}}{\sigma} \right)' \left( \mathbf{I} - \frac{1}{n} \mathbf{J} \right) \left( \frac{\mathbf{Y} - \boldsymbol{\mu}}{\sigma} \right)$$

# 二次形式による偏差平方和の分布

- $\left(\frac{\mathbf{Y}-\boldsymbol{\mu}}{\sigma}\right)' \left(\mathbf{I} - \frac{1}{n}\mathbf{J}\right) \left(\frac{\mathbf{Y}-\boldsymbol{\mu}}{\sigma}\right)$ の分布を求めよう
- $\mathbf{I} - \frac{1}{n}\mathbf{J}$ は冪等行列である
- $\text{rank}\left(\mathbf{I} - \frac{1}{n}\mathbf{J}\right) = \text{tr}\left(\mathbf{I} - \frac{1}{n}\mathbf{J}\right) = n - 1$
- $\left(\frac{\mathbf{Y}-\boldsymbol{\mu}}{\sigma}\right)' \left(\mathbf{I} - \frac{1}{n}\mathbf{J}\right) \left(\frac{\mathbf{Y}-\boldsymbol{\mu}}{\sigma}\right) \sim \chi^2(n - 1)$

# 練習問題

- $\mathbf{Y} \sim N(\boldsymbol{\mu}, \sigma^2 \mathbf{I})$ ,  $\mathbf{X} : n \times p$ ,  $\text{rank}(\mathbf{A}) = 5$
- $\left(\frac{\mathbf{Y}-\boldsymbol{\mu}}{\sigma}\right)' \mathbf{A} \left(\frac{\mathbf{Y}-\boldsymbol{\mu}}{\sigma}\right) \sim \chi^2(5)?$
- $\left(\frac{\mathbf{Y}-\boldsymbol{\mu}}{\sigma}\right)' \left(\frac{1}{n} \mathbf{J}\right) \left(\frac{\mathbf{Y}-\boldsymbol{\mu}}{\sigma}\right) \sim \chi^2(1)?$
- $\left(\frac{\mathbf{Y}-\boldsymbol{\mu}}{\sigma}\right)' \{\mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\} \left(\frac{\mathbf{Y}-\boldsymbol{\mu}}{\sigma}\right) \sim \chi^2(p)?$
- $\left(\frac{\mathbf{Y}-\boldsymbol{\mu}}{\sigma}\right)' \{\mathbf{I} - \mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\} \left(\frac{\mathbf{Y}-\boldsymbol{\mu}}{\sigma}\right) \sim \chi^2(n-p)?$

# $t$ 統計量の導出：練習問題

- $\mathbf{c}'_1 \hat{\boldsymbol{\beta}} =$

$$\mathbf{c}'_1 (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}'\mathbf{Y} \sim N(\mathbf{c}'_1 \boldsymbol{\beta}, \sigma^2 \mathbf{c}'_1 (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \mathbf{c}_1)$$

- $E[\mathbf{c}'_1 \hat{\boldsymbol{\beta}}] = \mathbf{c}'_1 E[\hat{\boldsymbol{\beta}}], \text{Var}[\mathbf{c}'_1 \hat{\boldsymbol{\beta}}] = \mathbf{c}'_1 \text{Cov}[\hat{\boldsymbol{\beta}}] \mathbf{c}_1$

- したがって,

$$Z = \frac{\mathbf{c}'_1 \hat{\boldsymbol{\beta}} - \mathbf{c}'_1 \boldsymbol{\beta}}{\sqrt{\sigma^2 \mathbf{c}'_1 (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \mathbf{c}_1}} \sim N(0,1)$$

# t統計量の導出：練習問題

- $V = (n - p) \frac{s^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n - p)$

- $$\frac{z}{\sqrt{V/(n-p)}} = \frac{\mathbf{c}'_1 \hat{\boldsymbol{\beta}} - \mathbf{c}'_1 \boldsymbol{\beta}}{\sqrt{\sigma^2 \mathbf{c}'_1 (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \mathbf{c}_1}} \frac{1}{\sqrt{(n-p) \frac{s^2}{\sigma^2} / (n-p)}} =$$
$$\frac{\mathbf{c}'_1 \hat{\boldsymbol{\beta}} - \mathbf{c}'_1 \boldsymbol{\beta}}{\sqrt{s^2 \mathbf{c}'_1 (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \mathbf{c}_1}} \sim t(n - p)$$

- 特に  $H_0$  のもとでは  $\mathbf{c}'_1 \boldsymbol{\beta} = 0$

- $$\frac{\mathbf{c}'_1 \hat{\boldsymbol{\beta}}}{\sqrt{s^2 \mathbf{c}'_1 (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \mathbf{c}_1}} \sim t(n - p)$$

$$(n - p)s^2 / \sigma^2 \sim \chi^2(n - p)$$

- 冪等行列 $\mathbf{A}$ を用い $s^2$ は二次形式で書ける
  - $s^2 = \frac{1}{n-p} \mathbf{Y}' \mathbf{A} \mathbf{Y}, \mathbf{A} = \mathbf{I} - \mathbf{X}(\mathbf{X}' \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}'$
  - $\text{rank}(\mathbf{A}) = \text{tr}(\mathbf{A}) = n - p$
  - 帰無仮説のもとで $Y_i \sim N(0, \sigma^2)$  ( $\boldsymbol{\beta} = \mathbf{0}$ )
  - したがって
    - $(n - p) \frac{s^2}{\sigma^2} = \left(\frac{\mathbf{Y}}{\sigma}\right)' \mathbf{A} \left(\frac{\mathbf{Y}}{\sigma}\right) \sim \chi^2(n - p)$

# 具体例：練習問題

- $\mathbf{c}'_1 = (1 \quad 0 \quad \dots \quad 0)$
- $\boldsymbol{\beta}' = (\beta_1 \quad \beta_2 \quad \dots \quad \beta_p)$  とする
- $\mathbf{c}'_1 \boldsymbol{\beta} = ?$ 
  - $\mathbf{c}'_1 \boldsymbol{\beta} = \beta_1, H_0: \beta_1 = 0$
- $\frac{\mathbf{c}'_1 \hat{\boldsymbol{\beta}}}{\sqrt{s^2 \mathbf{c}'_1 (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \mathbf{c}_1}} = ?$
- $\frac{\hat{\beta}_1}{\sqrt{s^2 g_1}}, g_1 = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}$  の (1,1) 要素



# 冪等行列の性質

- $A$ が冪等行列ならば, その固有値は0または1のみである
- 固有値・固有ベクトルの定義から：  
 $A\mathbf{x} = \lambda\mathbf{x}$
- $A\mathbf{x} = AA\mathbf{x} = A\lambda\mathbf{x} = \lambda^2\mathbf{x}$
- $\lambda\mathbf{x} = \lambda^2\mathbf{x} \Leftrightarrow \lambda(1 - \lambda)\mathbf{x} \Leftrightarrow \lambda = 0, 1$

# 冪等行列の性質

- $\Lambda = \text{diag}(\lambda_1, \dots)$  : 対角要素が各固有値
- $\mathbf{X} = (\mathbf{x}_1, \dots)$  : 各固有値ベクトルならべた行列 (正則行列,  $\mathbf{X}'\mathbf{X} = \mathbf{I}$ )
- 固有値分解 :  $\mathbf{A}\mathbf{X} = \mathbf{X}\Lambda \Leftrightarrow \mathbf{X}'\mathbf{A}\mathbf{X} = \Lambda$
- $\text{rank}(\mathbf{A}) = \text{rank}(\mathbf{X}'\mathbf{A}\mathbf{X}) = \text{rank}(\Lambda)$   
正則行列をかけてもランクは不変
- $\text{rank}(\Lambda) = \text{tr}(\Lambda) = \text{tr}(\Lambda\mathbf{X}'\mathbf{X}) = \text{tr}(\mathbf{A})$   
冪等行列の固有値は0または1のみ