

23. Y -分布及び Y -検定ニツイテ(ツツキ)

322

兼任所員 佐藤良一郎

§1. 一次回帰ニ関スル Y -分布(1)

X_2, X_1 ヲニツノ射降変数トシ, X_2 ノ X_1 ヘノ回帰ハ一次ガソノ回帰係数ハ $\beta_{2,1}$ デアルトスル。ソシテ X_2, X_1 ノ母集団平均ハ, ソレゾレ ξ_2, ξ_1 デアルト

$$X_{2,1} \equiv X_2 - \beta_{2,1} X_1 \quad (1)$$

$$\xi_{2,1} \equiv \xi_2 - \beta_{2,1} \xi_1$$

トスル時, $X_{2,1}$ ノ元確率法則ハ

$$p(X_{2,1}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma_{2,1}} e^{-\frac{(X_{2,1} - \xi_{2,1})^2}{2\sigma_{2,1}^2}} \quad (2)$$

ガ表サレルモノトスル。 $\sigma_{2,1}$ ハ $X_{2,1}$ ノ母集団標準偏差デアル。

今, $(X_2^{(i)}, X_1^{(i)})$, $i = 1, 2, \dots, N$, ヲ觀察ニ依ツテ得

ル X_2, X_1 ノ値ノ組トシ, 各組ハ互ニ独立デアルトスル。

サウスルト, $X_{2,1}^{(i)} \equiv X_2^{(i)} - \beta_{2,1} X_1^{(i)}$, ($i = 1, 2, \dots$)

N) の同時的无確率法則 (4) 次、 X の書カレル。

$$P(X_{2,1}^{(1)}, X_{2,1}^{(2)}, \dots, X_{2,1}^{(N)}) = \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_{2,1}} \right)^N e^{-\frac{\sum (X_{2,1}^{(i)} - \bar{X}_{2,1})^2}{2\sigma_{2,1}^2}} \quad \dots (3)$$

ココデ、若シ回帰係数 $\beta_{2,1}$ 及び $\bar{X}_{2,1}$ が既知ナルナラバ響 = 一変数ノ場合 = 述ベタ定理ニハツノママ $X_{2,1}$ = 對シテ適用出來ルカラ、ソレ = 對スル諸ノ Y -検定ハ直 = $X_{2,1}$ = 關スル諸ノ検定 = 適用シテヨイ。

又、若シ $\bar{X}_{2,1}$ が未知ナリ、 $\beta_{2,1}$ が既知ナラバ響 = 一変数ノ場合 = 述ベタ定理一ハズノ代リ = $\bar{X}_{2,1} \equiv \bar{X}_2 - \beta_{2,1} \bar{X}_1$ (但シ \bar{X}_2, \bar{X}_1 ハソレゾレ X_2, X_1 ノ見本平均ナル) ヲ取ツテ考ヘレバソノママ $X_{2,1}$ = 對シテモ適用出來ルカラ、ソレ = 對スル諸ノ Y -検定ハ直 = $X_{2,1}$ = 關スル諸ノ検定 = 適用シテヨイ。

若シ $\bar{X}_{2,1}$ 及び $\beta_{2,1}$ が何レモ未知ナラバドノ X ノコト = ナルカ、以下コレニツイテ明カ = シヨウ。

§2. 一次回帰 = 關スル Y -分布 (2)

例) 如ク

$$\bar{x}_1 = \frac{1}{N} \sum x_1^{(i)}, \quad S_1^2 = \frac{1}{N} \sum (x_1^{(i)} - \bar{x}_1)^2 \quad (4)$$

$$\bar{x}_2 = \frac{1}{N} \sum x_2^{(i)}, \quad S_2^2 = \frac{1}{N} \sum (x_2^{(i)} - \bar{x}_2)^2$$

トシ、 x_2 ノ x_1 ハノ見本回帰係数ヲ $b_{2,1}$ デ表スコトスル。即チ

$$b_{2,1} = \frac{\sum (x_1^{(i)} - \bar{x}_1)(x_2^{(i)} - \bar{x}_2)}{\sum (x_1^{(i)} - \bar{x}_1)^2}$$

$$\text{或ハ} \quad \sum (x_1^{(i)} - \bar{x}_1) \left\{ (x_2^{(i)} - \bar{x}_2) - b_{2,1}(x_1^{(i)} - \bar{x}_1) \right\} = 0 \quad (5)$$

ソシテ

$$x_{2,1} \equiv x_2 - b_{2,1}x_1, \quad \bar{x}_{2,1} \equiv \bar{x}_2 - b_{2,1}\bar{x}_1 \quad (6)$$

トスル。

今、 $x_1^{(1)}, x_1^{(2)}, \dots, x_1^{(N)}$ ハ、何レノ観察ニ對シテモ共通シテナル、即チ観察ノ度毎ニソノ値ヲ変ヘルニトハシナイモノトス。従ツテ $(x_2^{(i)}, x_1^{(i)})$ ノ各組ニ

於て $X_{21}^{(i)}$ が n 回観察ノ度毎ニ變リ得ルモノトスルト、次ノ定理ガ成立ス

定理 $a^{(i)}$, $(i=1, 2, \dots, N)$ ノ悉クハ相等シ

クナイ任意ノ定数トシ, $N\bar{a} = \sum a^{(i)}$

$$r = \frac{\sum (X_{21}^{(i)} - \bar{X}_{21}) (a^{(i)} - \bar{a})}{\sqrt{\sum (X_{21}^{(i)} - \bar{X}_{21})^2} \sqrt{\sum (a^{(i)} - \bar{a})^2}} \quad (7)$$

ト置クト、 σ_{21} ノ値ノ如何ニカカハラズ r ノ元確率法則 $p(r)$ ハ次ノ式ヲ表サレル。

$$p(r) = \frac{\Gamma\left(\frac{N-2}{2}\right)}{\sqrt{\pi} \Gamma\left(\frac{N-3}{2}\right)} \left(1 - r^2\right)^{\frac{N-5}{2}} \quad (8)$$

證明ハ次ノ通りデアル。便宜上 $X_2^{(i)}$, $X_1^{(i)}$, $\dots =$ 於ケル (i) ハ外ニテ書クコトニスル。

先ツ

$$\begin{aligned} \sum (X_{21} - \bar{X}_{21})^2 &= \sum (X_{21} - \bar{X}_{21})^2 + (\beta_{21} \\ &- \beta_{21}^2) \sum (X_1 - \bar{X}_1)^2 + N (\bar{X}_{21} - \bar{\beta}_{21})^2 \quad (9) \end{aligned}$$

トナルコトヲ示サシ。

$$\begin{aligned}
\sum (X_{2\cdot 1} - \bar{\xi}_{2\cdot 1})^2 &= \sum \left\{ X_{2\cdot 1} - \bar{X}_{2\cdot 1} + (X_{2\cdot 1} - \bar{X}_{2\cdot 1}) - (X_{2\cdot 1} - \bar{X}_{2\cdot 1}) + (\bar{X}_{2\cdot 1} - \bar{\xi}_{2\cdot 1}) \right\}^2 \\
&= \sum (X_{2\cdot 1} - \bar{X}_{2\cdot 1})^2 + \sum \left\{ (X_{2\cdot 1} - \bar{X}_{2\cdot 1}) + (\bar{X}_{2\cdot 1} - \bar{X}_{2\cdot 1}) - \bar{X}_{2\cdot 1} \right\}^2 + N (\bar{X}_{2\cdot 1} - \bar{\xi}_{2\cdot 1})^2 \\
&= \sum (X_{2\cdot 1} - \bar{X}_{2\cdot 1})^2 + (\bar{\xi}_{2\cdot 1} - \beta_{2\cdot 1})^2 \sum (X_i - \bar{X}_i)^2 + N (\bar{X}_{2\cdot 1} - \bar{\xi}_{2\cdot 1})^2 \\
&\quad + 2 \sum \left\{ (X_{2\cdot 1} - \bar{X}_{2\cdot 1}) (\bar{\xi}_{2\cdot 1} - \beta_{2\cdot 1}) (X_i - \bar{X}_i) \right\} \\
&\quad + 2 \sum \left\{ (\bar{\xi}_{2\cdot 1} - \beta_{2\cdot 1}) (\bar{X}_{2\cdot 1} - \bar{\xi}_{2\cdot 1}) (X_i - \bar{X}_i) \right\} \\
&\quad + 2 \sum \left\{ (\bar{X}_{2\cdot 1} - \bar{\xi}_{2\cdot 1}) (X_{2\cdot 1} - \bar{X}_{2\cdot 1}) \right\}
\end{aligned}$$

527

トナルが上ノ式ノ最後ノ二項ハ何レモ零トナルコトハ通ニ知ラレ,

$$\begin{aligned} & \sum \left\{ (X_{2,1} - \bar{X}_{2,1}) (b_{2,1} - \beta_{2,1}) (X_1 - \bar{X}_1) \right\} \\ &= (b_{2,1} - \beta_{2,1}) \sum \left\{ (X_2 - \bar{X}_2) - b_{2,1} (X_1 - \bar{X}_1) \right\} (X_1 - \bar{X}_1) \end{aligned}$$

$$= 0 \quad [(5) = \text{ヨリ}]$$

デアルカラ, 結局(9)ガ成立ツトイヘル。

今, N 次元空間ニ於テ, 方程式

$$\sum (X_{2,1} - \bar{X}_{2,1})^2 = r_0^2 \quad (10)$$

$$(b_{2,1} - \beta_{2,1}) \sqrt{\sum (X_1 - \bar{X}_1)^2} = r_1,$$

$$|N| (\bar{X}_{2,1} - \bar{\xi}_{2,1}) = r_2$$

但シ r_0, r_1, r_2 ハソレゾレ任意ノ定数ヲ定義カレル, 擬曲面ヲ考ヘルト, 仮定ニヨリ $X_1^{(i)}$ ノ各値ハ固定シテ其ノデアルカラ, (10) ハ $X_2^{(i)}$ タリガ

変数デアルトコロノ方程式デアリ、從ツテ N 次元
 間ニ於ケル $(N-2)$ 次ノ擬球面ヲ表スモフト考
 ヘラレル。

トコロデ(10)ノ方程式ノ左辺ハ(9)デ示シテ
 ヌウニ書ケルカラ、方程式

$$\sum (x_{2,i} - \bar{x}_{2,i})^2 (b_{2,i} - \beta_{2,i})^2 \sum (x_i - \bar{x}_i) + N$$

$$(\bar{x}_{2,i} - \bar{\xi}_{2,i})^2 = k_0^2$$

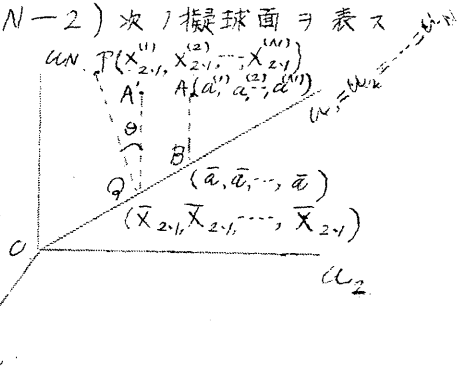
假シ k_0, k_1, k_2 ハソレゾレ任意ノ定数

$$(b_{2,i} - \beta_{2,i})^2 \sum (x_i - \bar{x}_i) = k_1^2 \quad (11)$$

$$\sum (\bar{x}_{2,i} - \bar{\xi}_{2,i})^2 = k_2^2$$

ハ、 N 次元空間ニ於ケル $(N-2)$ 次ノ擬球面ヲ表ス
 トイツテヨイ。

ノコデ、莫 $P(\bar{x}_{2,i}^{(1)}, \bar{x}_{2,i}^{(2)}, \dots, \bar{x}_{2,i}^{(N)})$ ト $Q(\bar{x}_{2,i}, \bar{x}_{2,i}, \dots, \bar{x}_{2,i})$ デ定マルベク
 トル Q 及 P 及 B 莫 $A(a_1^{(1)}, a_1^{(2)}, \dots, a_1^{(N)})$ ト $B(\bar{a}, \bar{a}, \dots, \bar{a})$



329

\bar{a}, \dots, \bar{a}) が定まるベクトル BA を考へ、 QP が BA とナス角即ち QP が $BA =$ 平行ナベクトル Q A' とナス角ヲ θ トスルト、 QP が $(N-2)$ 次ノ擬球面 (11) ノ上ニアル限リハ、 θ ノ元確率法則 $p(\theta)$ ハ $(\sin \theta)^{N-4} =$ 比例スルトイヘル。

ソレ故、(11) = 軸ヲ κ_1, κ_2 ハ固定シテオイテ長₀ = χ ノ取り得ルアラユル値ヲ考ヘテ考ヘルナラバ、 X $(i=1, 2, \dots, N)$ ガドノ X ウニ変ラウトモ、ベクトル QP トベクトル BA ノナス角 θ ノ元確率法則ハ

$$p(\theta) = C \sin^{N-4} \theta \quad (12)$$

ヲ表サレル。但シ C ハ或定数デアル。

サテ

$$\cos \theta = \frac{\sum (x_{2,i}^{(i)} - \bar{x}_{2,i}) (a^{(i)} - \bar{a})}{\sqrt{\sum (x_{2,i}^{(i)} - \bar{x}_{2,i})^2} \sqrt{\sum (a^{(i)} - \bar{a})^2}} = r \quad (13)$$

デアルカラ、(12) カラ r ノ元確率法則トシテ

$$p(r) = C' (1-r^2)^{\frac{N-5}{2}} \quad (14)$$

ヲ得ル。ユコテ C' ハ

$$\int_{-1}^{+1} p(r) dr = 1$$

が成立つヌウ = 定ムベキ定数デ、容易 =

$$c' = \frac{\Gamma\left(\frac{N-2}{2}\right)}{\sqrt{\pi} \Gamma\left(\frac{N-3}{2}\right)}$$

トナルコトガワカルカラ、結局

$$p(r) = \frac{\Gamma\left(\frac{N-2}{2}\right)}{\sqrt{\pi} \Gamma\left(\frac{N-3}{2}\right)} (1-r^2)^{\frac{N-5}{2}} \quad (15)$$

トナル。即チ定理ハ證明サレタ。

(15) デ表サレル分布法則ヲ自由度 $N-3$ ノ Y -分布ト呼バウ。

§3. $|X_{2,1}^{(N)} - \bar{X}_{2,1}|$ ノ顯著性檢定

$\bar{X}_{2,1}$ 及ビ $\beta_{2,1}$ ガ何レモ未知デアルーツノ母集團

$$p(X_{2,1}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma_{2,1}} e^{-\frac{(X_{2,1} - \bar{X}_{2,1})^2}{2 \sigma_{2,1}^2}}$$

カラ出タモノトシテハ、 $X_{2,1}^{(N)} \equiv X_2^{(N)} - b_{2,1} X_1^{(N)}$ ガ $\bar{X}_{2,1} \equiv \bar{X}_2 - b_{2,1} \bar{X}_1$ カラ著シクカケ離レテキルヌウ = 見エル時、コノ兩者ノ距リ即チ $|X_{2,1}^{(N)} - \bar{X}_{2,1}|$ カ顯

23+

若テアルカ否カヲ検定スルニハ、次ノ X ノ Y ニシテ
定メタ Y ヲ用ヒテヨイ。

$$Y = \frac{X_{2,1}^{(N)} - \bar{X}_{2,1}}{\sqrt{\sum (X_{2,1} - \bar{X}_{2,1})^2} \sqrt{1 - \frac{1}{N}}} \quad (16)$$

即チ $NS_{2,1}^2 = \sum (X_{2,1} - \bar{X}_{2,1})^2$ ト置ケバ

$$Y = \frac{X_{2,1}^{(N)} - \bar{X}_{2,1}}{S_{2,1} \sqrt{N-1}} \quad (17)$$

コノ Y ノ導キ方ハ一変数ノ場合ノソレト全ク同様
デアルカラ、ソノ Y ノ手順ハ β ニ記載シナイ
唯注意ヲ要スルノハ、コノ Y ノ元確率法則ニ於ケ
ル自由度ガ $N-3$ デアルトイフコトデアル。

従ツテ Fisher Y ノ表ヲ用ヒル時ニハ $N-3=2N$
トセネバナラナイ。

尚ホ

$$\begin{aligned} NS_{2,1}^2 &= \sum (X_{2,1} - \bar{X}_{2,1})^2 \\ &= \sum \{ (X_2 - \bar{X}_2) - b_{21}(X_1 - \bar{X}_1) \}^2 \\ &= \sum (X_2 - \bar{X}_2)^2 - b_{21}^2 \sum (X_1 - \bar{X}_1)^2 \\ &= NS_2^2 - Y_{2,1}^2 \cdot NS_2^2 = NS_2^2 (1 - Y_{2,1}^2) \end{aligned}$$

従ツテ

$$S_{2.1}^2 = S_2^2 (1 - r_{21}^2) \text{ 即チ } S_{2.1} = S_2 \sqrt{1 - r_{21}^2}$$

但シ r_{21} ハ X_2 ト X_1 トノ互ノ見本相関係数デア
ルコトニ注意スレバ、(16)、(17)ニ定義シタドハ次
ノ如ク書ケル

$$r = \left\{ \frac{X_2^{(N)} - \bar{X}_2 - b_{21} (X_1^{(N)} - \bar{X}_1)}{S_2 \sqrt{(1 - r_{21}^2)(N-1)}} \right\} \quad (18)$$

§4. $|X_{2.1}^{(p)} - X_{2.1}^{(q)}|$ ノ顯著性検定

$$X_{2.1}^{(p)} \equiv X_2 - b_{21} X_1^{(p)} \quad \text{ト} \quad X_{2.1}^{(q)} \equiv X_2 - b_{21} X_1^{(q)}$$

X_1 トノ距離ガ、 $\xi_{2.1}$ 及ビ $\beta_{2.1}$ ノ未知ナ一ツ
ノ母集団

$$p(X_{2.1}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma_{2.1}} e^{-\frac{(X_{2.1} - \xi_{2.1})^2}{2 \sigma_{2.1}^2}}$$

カラ出タニツノ値ノ差トシテハ著シイトイツテヨ
イカドウカラ検定スルニハ、次ノ如クニシテ定メ
ラレタヤヲ用ヒテヨイ、

333

$$r = \frac{X_{2,1}^{(1)} - X_{2,1}^{(2)}}{S_{2,1} \sqrt{2N}} \quad (19)$$

$$r = \frac{X_{2,1}^{(1)} - X_{2,1}^{(2)}}{S_2 \sqrt{2N(1-r_{2,1}^2)}} \quad (20)$$

コノ r ノ導キ方モ、一変数ノ場合ノソレト全ク同様デ、注意スベキコトハ唯 r ノ分布ハ $N-3$ ノ自由度トマルコトデアル。

§5. $|\bar{X}_{2,1} - \bar{X}_{2,1}|$ ノ顕著性検定

$X_{2,1}^{(1)}, X_{2,1}^{(2)}, \dots, X_{2,1}^{(N)}$ ガ 既ニ或何等カノ順序ニ並バラレテアルモノトスル時、ソノ最長ヲ $k (< N)$ ノ平均ヲ $\bar{X}_{2,1}$ トスル。

即チ

$$\bar{X}_{2,1} = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k X_{2,1}^{(i)}$$

トスル。

コノ時、 $X_{2,1}^{(1)}, X_{2,1}^{(2)}, \dots, X_{2,1}^{(N)}$ ガ同一ノ母集団

$$p(x_{2,1}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma_{2,1}} e^{-\frac{(x_{2,1} - \bar{x}_{2,1})^2}{2\sigma_{2,1}^2}}$$

ニ属スルモノトシテハ、 $\bar{X}_{2,1}$ ト $\bar{X}_{2,1}$ トガ着シク

カキ離レテキルトイヘルカドウカヲ検定スルタメ
 = 八

$$Y = \frac{{}_1\bar{X}_{2\cdot 1} - \bar{X}_{2\cdot 1}}{S_{2\cdot 1} \sqrt{\frac{N-k}{k}}} = \frac{{}_1\bar{X}_{2\cdot 1} - \bar{X}_{2\cdot 1}}{S_2 \sqrt{\frac{N-k}{k} (1-Y_{12}^2)}}$$

ヲ用ヒレバヨイ。コノYノ導キ方モ一乘数ノ場合
 ト全ク同様デアルカラ、ココニ記スコトハ略スル。
 唯ダ注意スベキコトコハ、コノYノ分佈法則ニ於
 ケル自由度ハN-3デアルトイフコトデアル。

§6. ${}_1\bar{X}_{2\cdot 1} - {}_2\bar{X}_{2\cdot 1}$ ノ顯著性検定

$X_{2\cdot 1}^{(1)}, X_{2\cdot 1}^{(2)}, \dots, X_{2\cdot 1}^{(N)}$ ガ既ニ或何等カノ順序ニ並
 バラレテアルモツル時、ソノ最初ノ k 個ノ平均
 ${}_1\bar{X}_{2\cdot 1}$ ト最後ノ l 個ノ平均 ${}_2\bar{X}_{2\cdot 1}$ 、即チ

$${}_1\bar{X}_{2\cdot 1} = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k X_{2\cdot 1}^{(i)}, \quad {}_2\bar{X}_{2\cdot 1} = \frac{1}{l} \sum_{i=0}^{l-1} X_{2\cdot 1}^{(N-i)}$$

但シ $k+l \equiv N$ トスル

ノ二者ガ、 $X_{2\cdot 1}^{(i)}$ ($i=1, 2, \dots, N$)ガ同一ノ母集團

$$f(X_{2\cdot 1}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma_{2\cdot 1}} e^{-\frac{(X_{2\cdot 1} - \bar{X}_{2\cdot 1})^2}{2\sigma_{2\cdot 1}^2}}$$

ニ属スルモノトシテハ、著シクカケ離レテキルト
イヘルカドウカラ検定シヨウトスル場合ニハ

$$r = \frac{{}_1\bar{X}_{2,1} - {}_2\bar{X}_{2,1}}{S_{2,1}\sqrt{N\left(\frac{1}{k} + \frac{1}{l}\right)}} = \frac{{}_1\bar{X}_{2,1} - {}_2\bar{X}_{2,1}}{S_2\sqrt{N(1-r_{12}^2)\left(\frac{1}{k} + \frac{1}{l}\right)}}$$

ヲ用ヒテヨイ。

コノ r ノ導キ方モ亦変数ガ一ツデアル場合ノ
ソルト同一デ、ソノ分布法則ニ於ケル自由度ハ
 $N-3$ デアル。