ヶ推定量に基づくロバスト・リッジ回帰の研究

M2012MM045 塚原一翔 指導教員:木村美善

1 はじめに

回帰モデルにおいて、最小2乗推定量は標準的仮定の下 では望ましい推定量である.しかし、外れ値や多重共線性 が存在する場合にはその値に対して敏感であり、推定量の 正確性を失ってしまうことが知られている.外れ値が存 在するとき、外れ値に対する影響を受けにくいロバスト回 帰を用いることが望ましい.また、多重共線性の問題に対 しては、リッジ回帰が広く用いられている手法の一つであ る.しかし、このリッジ回帰は、外れ値に対して有効に対 処できず、外れ値の影響を受けやすいという欠点がある. また、実際の分析に用いられるデータには外れ値と多重共 線性が混在している場合が多くある. このような場合に は、ロバスト回帰とリッジ回帰を組み合わせたロバスト・ リッジ回帰という手法を用いることで、外れ値と多重共線 性という2つの問題に対して同時に対処することが可能 となる.本研究の目的は、ロバスト・リッジ回帰の理論と 推定量が持つ性質を整理し、様々なロバスト推定量に基づ くロバスト・リッジ回帰推定量,特にτ推定量に基づくロ バスト・リッジ回帰推定量に着目し、その有効性について 調べることである.

2 回帰分析

2.1 線形回帰モデル

目的変数をy, p 個の説明変数を x_1, x_2, \dots, x_p , 回帰係 数を $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_p$ としたとき, 次のような線形回帰モ デル

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \dots + \beta_p x_{ip} + \varepsilon_i, \quad i = 1, \dots, n \quad (1)$$

を考える.ここで, ε は近似によって生じる誤差を表す.こ のモデルを行列で表記すると

$$y = X\beta + \varepsilon$$

となる. ここで

$$\mathbf{X} = \begin{pmatrix} 1 & x_{11} & \dots & x_{1p} \\ 1 & x_{21} & \dots & x_{2p} \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ 1 & x_{n1} & \dots & x_{np} \end{pmatrix}, \quad \mathbf{y} = \begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_n \end{pmatrix},$$
$$\boldsymbol{\varepsilon} = \begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \vdots \\ \varepsilon_n \end{pmatrix}, \quad \boldsymbol{\beta} = \begin{pmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \vdots \\ \beta_p \end{pmatrix}$$

である.

2.2 最小2 乗法

最小2乗法は、(1)式のモデルにおける残差平方和(RSS)

$$RSS = ||\boldsymbol{\varepsilon}||^2 = (\boldsymbol{y} - X\boldsymbol{\beta})'(\boldsymbol{y} - X\boldsymbol{\beta})$$
(2)

を最小にするような β を求める手法であり,回帰分析手 法の中で最も基本的かつ最も広く用いられているもので ある. (2)式は β の2次関数になっており,これを β で偏 微分したものを0とすることにより,最小2乗推定量は

$$\hat{\boldsymbol{\beta}}^{LS} = (X'X)^{-1}X'Y \tag{3}$$

となる.

モデルにおける誤差が等分散性,不偏性,無相関性の仮 定を満たすとき,最小2乗法推定量はすべての線形不偏推 定量のなかで最も小さい分散をもつ最良線形不偏推定量 となり,さらに正規分布が仮定されている場合には最良不 偏推定量となる.しかし,実際のデータは,外れ値や多重 共線性が存在したりするなど,これらの仮定をすべて満た すような場合は稀である.

3 リッジ回帰推定量

3.1 多重共線性とは

重回帰分析において説明変数の間に強い相関関係が存 在する場合,これらの説明変数の間には多重共線性がある という.この場合,回帰分析により得られる結果に悪い影 響が出ることがある.具体的には,同時に用いる説明変数 の増減により回帰式の係数が大きく変化したり,決定係数 が高い一方でt値が低く,有効な推定結果が得られなかっ たり,通常考えられる符号と異なる結果が得られる,など の症状が生じる.

3.2 リッジ回帰推定量

X'Xの固有値を $\lambda_1 \geq \lambda_2 \geq \cdots \geq \lambda_{p+1}$,回帰係数 β の 最小2乗推定量 (LS 推定量) $\hat{\beta}^{LS}$ は不偏推定量であるの で,その平均2乗誤差は

$$MSE[\hat{\boldsymbol{\beta}}] = E[(\hat{\boldsymbol{\beta}} - \boldsymbol{\beta})'(\hat{\boldsymbol{\beta}} - \boldsymbol{\beta})]$$
$$= \sigma^2 \sum_{i=1}^{p+1} \lambda_i^{-1}$$
(4)

となる. データに多重共線性が存在する場合に, X'Xの 固有値 λ には0に極めて近いものが存在するため, (4)の LS推定量の平均2乗誤差は大きく発散してしまう可能 性がある. Hoerl and Kennard(1970)はこのようなとき でも平均2乗誤差を小さく抑えるための手法としてリッ ジ回帰推定量を提案した. リッジ回帰推定量はモデルに リッジ・パラメータとよばれる定数 $k \ge 0$ を取り入れる ことで LS推定量 $\hat{\beta}^{LS}$ を縮小させたものであり

$$\hat{\boldsymbol{\beta}}_{(k)}^{LS} = (X'X + kI)^{-1}X'Y \tag{5}$$

により定義される.特に k = 0 のとき, $\hat{\beta}_{(k)}^{LS}$ は最小2 乗 推定量に等しくなる.しかし,リッジ回帰推定量は不偏推 定量ではない.したがって k の増加に伴い,偏りも大きく なってしまう.

4 ロバスト回帰推定量

4.1 M 推定量

M 推定量は,Huber (1964) によって提案されたロバス ト推定量である. ロバスト推定量の中でも最も一般的な ものであり, 微分可能な偶関数 ρ を用いて

$$\hat{\boldsymbol{\beta}}^{M} = \arg\min_{\boldsymbol{\beta}} \sum_{i=1}^{n} \rho(r_{i}(\boldsymbol{\beta})),$$

$$r_i(\boldsymbol{\beta}) = y_i - (\beta_0 + \beta_i x_{i1} + \dots + \beta_p x_{ip}) \tag{6}$$

と定義される. 関数 ρ はこれまでに様々なものが提案されているが, Huber (1964) によるものが最も一般的である. また, (6) 式からもわかるように, $\rho(r_i) = r_i^2$ とすると, これは最小 2 乗推定量に等しいことがわかる.

4.2 LMS 推定量

LMS 推定量は, Rousseeuw(1984) により提案されたロ バスト回帰推定量であり,

$$\hat{\beta}^{LMS} = \arg\min_{\beta} \ med\{r_1(\beta)^2, \cdots, r_n(\beta)^2\}$$
(7)

として定義される.

4.3 LTS 推定量

LTS 推定量は Rousseeuw (1984) によって提案された 手法であり, 残差平方を昇順に並び替えた順序統計量の *m*番目までの和を最小にする

$$\hat{\boldsymbol{\beta}}^{LTS} = \arg\min_{\boldsymbol{\beta}} \sum_{i=1}^{m} r_{(i)}^2(\boldsymbol{\beta}) \tag{8}$$

として定義される. ここで $r_{(1)}^2(\beta) \leq r_{(2)}^2(\beta) \leq \cdots \leq r_{(n)}^2(\beta)$ である. 破綻点は ([n/2]-p+2)/n であり, $n \to 0$ のとき 1/2 となる. *LTS* 推定量は y 方向だけでなく X 方向に対してもロバストであるが, 漸近効率は高くない.

4.4 S 推定量

M 推定量の柔軟性と漸近的性質の良さを保持しながら、高い破綻点をもち、LMS 推定量や LTS 推定量よりも高い漸近効率をもつことを狙ったのが Rousseeuw と Yohai(1984) による S 推定量である. S 推定量は

$$(\hat{\boldsymbol{\beta}}^s) = \arg\min_{\boldsymbol{\beta}} s(\boldsymbol{\beta}) \tag{9}$$

を満たすものとして定義される. ここで s(β) は

$$\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\rho(\frac{r_i(\boldsymbol{\beta})}{s(\boldsymbol{\beta})}) = b, \quad 0 \le b \le 1$$
(10)

を満たすものである. ρ は $(-\infty, \infty)$ 上の有界な関数であ り, 原点対称, $(0, \infty)$ 上で非減少, $\rho(0)=0, b$ はある定数で ある. すなわち尺度 $s(\beta)$ を推定した後, この $s(\beta)$ を最小 にする β を推定量とするものである.

4.5 *τ* 推定量

 τ 推定量は Yohai と Zamar(1988) により提案されたロバスト回帰推定量であり、

$$\hat{\boldsymbol{\beta}}^{\tau} = \arg\min_{\boldsymbol{\beta} \in B^p} \tau(\boldsymbol{\beta}) \tag{11}$$

によって定義される. ここで, $\tau(\beta)$ は

$$\tau^{2}(\boldsymbol{\beta}) = s^{2}(\boldsymbol{\beta}) \frac{1}{nb_{2}} \sum_{i=1}^{n} \rho_{2} \left(\frac{r_{i}(\boldsymbol{\beta})}{s(\boldsymbol{\beta})} \right)$$
(12)

であり, 尺度 $s(\beta)$ は (10) により定義されるものである. ρ_2 は ρ と同じ条件を満たす関数である.

5 多重共線性の存在する人工データ作成法

金・田中 (1993) による多重共線性の存在するデータの 作成手順は次の通りである.

5.1 手順

- 1. 変数の数 (p) と標本の大きさ (n) を固定する.
- 2. 直交行列 V_{p×p} を作る:
 - (a) 線形独立な p 次元ベクトル $\{e_i\}_1^p$ を生成する.
 - (b) {*e_i*}^{*p*}₁ をグラム・シュミッドの直交化法を用いて、ベクトルのノルムが1であるような正規直交ベクトル {*v_i*}^{*p*}₁ に変換し、それを直交行列 *V*にする.
- 3. 対角行列 **D**_{p×p} を作る:
 - (a) condition index $\kappa_1, \kappa_2, \dots, \kappa_p$ と分散の和 $c(=\sum_{j=1}^p \lambda_j)$ を指定する. 指定された condition index と分散の和 c に基づき, 固有値 $\lambda_i = c/(\kappa_i \sum_{j=1}^p \kappa_j^{-1})$ を計算する.
 - (b) 求めた各 $\lambda_i^{1/2}$ を対角要素にする対角行列 $D_{p \times p}$ を作る.
- 4. 行列 **U**_{n×p} を作る:
 - (a) N(0, I) に従う p 変量正規乱数 {y_i}ⁿ を発生する.
 - (b) {*y_i*}ⁿ の平均ベクトル *y* と分散行列 *S* を計算 する.
 - (c) **S** のスペクトル分解 **S=QGQ'** を行う.
 - (d) 各 y_i を次のように変換する.

$$z_i = G^{-\frac{1}{2}} Q'(y_i - \bar{y}), \quad i = 1, 2, \cdots, n \quad (13)$$

(e) 各 z'_i を行とする $U_{n \times p}$ を作る.

5. データ $X_{n \times p}$ を作る: 上で求めた行列V, D, Uを用いて、行列の積UDV' = Xを計算し、人工データを作る.

6 シミュレーション

ここでは多重共線性のデータを用いて,次の3通りの場合についてシミュレーションを行い,ロバスト・リッジ回帰の有効性を調べる.

- 1. 外れ値がない場合
- 2. X 方向に外れ値がある場合

3. X と y 方向の両方に外れ値がある場合

6.1 シミュレーションの手順

線形回帰モデル

 $y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + \beta_4 x_4 + \varepsilon, \quad \varepsilon \sim N(0, 1)$

をモデルとして考え、回帰係数の真値を $\beta_0 = \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 1$ とする.

• N(0,1) に従い、多重共線性をもつ 20 組のデータ

 $(x_{i1}, x_{i2}, x_{i3}, x_{i4}), \quad i = 1, 2, \cdots, 20$

を金・田中(1993)の方法により作成し、

$$y_i = 1 + x_{i1} + x_{i2} + x_{i3} + x_{i4} + \varepsilon_i$$

とする.

20 組のデータ

 $(y_i, x_{i1}, x_{i2}, x_{i3}, x_{i4}), \quad i = 1, 2, \cdots, 20$

にモデル (14) を当てはめ、回帰係数 $\beta = (\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4)'$ の推定量 $\hat{\beta}$ を求め、 $(\hat{\beta} - 1)'(\hat{\beta} - 1)$ を計算する.

• X 方向への外れ値として

 $x_5 \sim (1 - \eta)N(0, 1) + \eta N(8, 3)$

を考え ($\eta = 0.2$), \tilde{y}_i ($i=1, 2, \dots, 20$) を次のように定義 する.

$$\tilde{y}_i = 1 + x_{i1} + x_{i2} + x_{i3} + x_{i4} + \tilde{x}_{i5} + \varepsilon_i.$$

ここで, x_{i5} が外れ値でないとき $\tilde{x_{i5}}=x_{i5}$, x_{i5} が外れ 値のとき $\tilde{x}_{i5}=0$ とする. 20組のデータ

$$(\tilde{y}_i, x_{i1}, x_{i2}, x_{i3}, x_{i4}, x_{i5}), \quad i = 1, 2, \cdots, 20$$

にモデル

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + \beta_4 x_4 + \beta_5 x_5 + \varepsilon, \varepsilon \sim N(0, 1)$$
(15)
(15)

を当てはめ、回帰係数 $\beta = (\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5)'$ の推定量 $\hat{\beta}$ を求め、 $(\hat{\beta} - 1)'(\hat{\beta} - 1)$ を計算する.

y方向への外れ値として ε* を

$$\varepsilon^* \sim (1 - \eta)N(0, 1) + \eta N(8, 3)$$

を考え (η = 0.2), y_i^{*}(i=1, 2, ···, 20) を次のように 定義する.

$$y_i^* = 1 + x_{i1} + x_{i2} + x_{i3} + x_{i4} + \tilde{x}_{i5} + \varepsilon_i^* \quad (16)$$

20 組のデータ

 $(y_i^*, x_{i1}, x_{i2}, x_{i3}, x_{i4}, x_{i5}), \quad i = 1, 2, \cdots, 20$

にモデル (15) を当てはめ,回帰係数 $\beta = (\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5)'$ の推定量 $\hat{\beta}$ を求め, $(\hat{\beta} - 1)'(\hat{\beta} - 1)$ を計算 する.

この一連の作業を 30 回繰り返し、第 i 回目で得られる β

$$\beta_j, \quad j = 1, 2, ..., 30$$

として

(14)

$$\widehat{MSE}(\hat{\beta}) = \frac{1}{30} \sum_{j=1}^{30} \{ (\hat{\beta}_j - \mathbf{1})' (\hat{\beta}_j - \mathbf{1}) \}$$

を求める.

LS 推定量, LMS 推定量, S 推定量, τ 推定量について k=0, k=0.01, k=0.05 の 3 つの場合を求める.

6.2 シミュレーション結果

シミュレーションによる *MSE*(β̂) を下の表に示す. 値 が小さいほど精度良く推定できていることになる.

表1 k=0の場合のシミュレーション結果

	外れ値なし	X 方向	両方
LS推定	31.59	114.86	6.63
LMS推定	287.20	80.02	6.49
S推定	531.90	38.50	6.35
τ 推定	47.27	49.12	5.70

表 2 k=0.01 の場合のシミュレーション結果

	外れ値なし	X 方向	両方
LS推定	3.83	4.90	3.56
LMS推定	7.32	7.84	3.81
S推定	6.15	6.18	3.63
au推定	5.44	7.83	3.78

表3 k=0.05 の場合のシミュレーション結果

	外れ値なし	X 方向	両方
LS 推定	3.43	4.54	3.56
LMS 推定	5.02	5.93	3.74
S 推定	4.42	4.94	3.59
τ 推定	4.48	6.03	3.66

6.3 外れ値なしの場合の結果と考察

分析結果より,外れ値なしの場合は k の値に関わらず,> LS 推定が一番精度が良い結果となった.特に, k=0 のと きに,他の推定量との差が非常に大きくなっている. k の 値が大きくなるにつれて他の推定量との差はあまりなく なっている. また, 図1のように LS 推定では各変数の安 定する k の値が非常に小さくなっていることが多かった. これより, 外れ値が存在しない場合には, ロバスト・リッ ジ回帰推定量よりリッジ回帰推定量のほうが適している ということがわかった.



図 1 LS 推定のリッジ・トレース図

6.4 X 方向に外れ値がある場合の結果と考察

X 方向へ外れ値を入れた場合は、外れ値なしの場合と は逆にロバスト・リッジ推定量のほうが精度が良かった. ロバスト・リッジ推定量の中でも特に S 推定量が一番良 かったが、 τ 推定量も同じくらいの精度であった. k=0 の ときは 3 つのロバスト・リッジ推定量が LS 推定量より 精度が良いが、k=0.01、k=0.05 のときは LS 推定量の各 変数の推定量が急速に収束しており、LS 推定量のほうが わずかに精度が良くなっている.



図 2 S 推定のリッジ・トレース図

6.5 XとY方向の両方に外れ値がある場合の結果と考察

X 方向と y 方向の両方に外れ値を入れた場合は, τ 推定, S 推定, LMS 推定, LS 推定の順番で精度が良かった. 外れ値なしの場合や X 方向に外れ値がある場合とは逆に, ロバスト・リッジ回帰推定量のほうがリッジ回帰推定量 より精度の良い結果となった.わずかな差ではあるが,ロ バスト・リッジ回帰推定量の中でも特に τ 推定量が一番 精度の良い結果となっている.どの分析手法でも,各変数 は推定量が 0 のあたりに収束しているが, X 方向の外れ 値の変数のみ,図の上のほうにある直線のように 0 ではな く 1 に収束していた.また,この変数は k=0 のときの値 からあまり変化がなかった.これより, X 方向と Y 方向 の両方に外れ値がある場合は,ロバスト・リッジ回帰推定 量,特に τ 推定量が一番良いということがわかった.



図 3 *τ* 推定のリッジ・トレース図

6.6 各結果を踏まえたまとめ

外れ値なしの場合と X 方向へ外れ値がある場合は LS 推定量, X と y 方向の両方に外れ値がある場合は τ 推定 量が一番良いということがわかった.各ロバスト・リッジ 推定は, X と y 方向の両方に外れ値があると, LS 推定よ り精度が良くなっている.これより,外れ値が両方向へあ るような複雑なデータに対しては,ロバスト・リッジ回帰 が有効であり,ロバスト・リッジ推定量でも特に τ 推定量 が,多重共線性と外れ値が混在しているデータに対して安 定した分析ができることがわかった. k の値が大きくな るにつれて各変数は0付近に収束しており, k の値が 0.01 前後で安定することが多かった.

7 おわりに

外れ値と多重共線性が混在するデータに対して, τ 推定 量に基づくロバスト・リッジ回帰はそれらに影響されな いことがわかった. 今回はN(0,1)に従う独立な説明変数 を用いた回帰式に, 多重共線性と外れ値の存在する説明変 数を用いた回帰式を当てはめたが, k の値をさらに細かく 設定して分析したり, 説明変数をさらに増やすなど研究の 余地はまだまだあると感じる. また, 試行回数が少なかっ たり, τ 推定量以外の他の推定量との比較は行っていない ため, 他の推定量に対する τ 推定量の優位性についての 分析など, τ 推定を含めたロバスト・リッジ回帰分析のさ らなる研究が必要である.

参考文献

- [1] 阿部智成, 暮石一樹, 木村美善 (2013). ロバスト・リ ッジ回帰推定量について, ACADEMIA Information Sciences and Engineering Vol.13.
- [2] 金鉉彬・田中豊 (1993)."多重共線性を持つ人工データの作成法の一提案",日本計算機統計学.
- [3] Matias,Salibian.Barrera,Gert,Willems,and Ruben,Zamar.(2008),The Fast-τ Estimator for Regression,Journal of Computational and Graphical Statistics,659-682
- [4] 武山嵩弘 (2008). ロバスト・リッジ回帰推定量の研究, 南山大学数理情報研究科修士論文.