# 期中報告 R26094022 統計所 李權恩

#### 1. Introduction

在本文當中,我們根據 Regularization Paths for Generalized Linear Models via Coordinate Descent 這篇文章中的兩個迴歸模型在我們的資料集上,兩個模型分別為 Lasso linear regression 以及 Lasso logistic regression。再利用此兩模型建立解釋變數與反應變數之間的關係後使用 AIC 及 BIC 兩種訊息準則來挑選適當的懲罰項係數λ。

在資料集上,主要分成 training 與 testing 兩個,資料筆數分別為 10000 筆與 23334 筆。變數上一個有 122 個,其中一個為反應變數有(A、B)兩類,實作上我們將此變數重新編碼為 1 與-1(A=1,B=-1)或 是 0 與 1(A=1,B=0)來使用,其他剩餘的 121 個變數作為解釋變數,在 121 個解釋變數當中有非常 多的變數是隨機生成,與反應變數之間毫無關聯,而如果直接考慮使用所有的變數來進行模型建立,不但可能建立出錯誤的關聯性也容易有過度配適的問題發生。

而 Coordinate Descent 與傳統的 gradient decent 相比起來主要的特色在於 Coordinate Descent 在每次更新僅考慮搜尋單變量的最佳方向,也沒有考慮到學習率的問題,在迭代次數上較 gradient decent 來的少。

# 2. Methodology

下方分別描述了關於 lasso linear regression 及 lasso logistic regression 兩種方法的目標函數與參數迭代更新方式。而在使用梯度下降的相關方法中,我們可以考慮先統一所以解釋變數的單位,有了單位化的動作我們可以在額外獲得一些條件:

$$\sum_{i=1}^{N} x_{ik} = 0, \sum_{i=1}^{N} x_{ik}^{2} = 1, \forall k = 1, 2, ..., p$$

有了上方的條件後更新算法可以做額外整理與簡化使迭代更加快速。

### 2.1. Lasso linear regression

在一般線性迴歸的預測任務中常使用均方誤差(MSE)來做為目標函數,希望能夠找到一組參數能使目標函數最小化,此外為了避免參數過多所以加入懲罰項 $P_{\alpha}(\beta)$ ,所以目標如下:

$$\min_{(\beta_0,\beta)\in\mathbb{R}^{p+1}} R_{\lambda}(\beta_0,\beta) = \min_{(\beta_0,\beta)\in\mathbb{R}^{p+1}} \left[ \frac{1}{2N} \sum_{i=1}^{N} (y_i - \beta_0 - x_i^T \beta)^2 + \lambda P_{\alpha}(\beta) \right]$$

其中 $P_{\alpha}(\beta)$ 是一項靠 $\alpha$ 來調整懲罰項,這裡寫的是一個通用的版本,而當 $\alpha$ 等於 1 時為 Lasso regression 反之當 $\alpha$ 等於 0 時為 Ridge regression,式子如下:

$$P_{\alpha}(\beta) = \frac{1}{2}(1-\alpha)\sum_{j=1}^{p}\beta_{j}^{2} + \alpha\sum_{j=1}^{p}|\beta_{j}|$$

在 Coordinate Descent 的方法上,每次迭代僅沿著其中一個維度的方向進行搜索來更新參數。考慮 $\beta_j > 0$ :

$$\begin{split} \left. \frac{\partial R}{\partial \beta_{j}} \right|_{\beta = \widetilde{\beta}_{(-j)}} &= -\frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} x_{ij} \left( y_{i} - \widetilde{\beta}_{0} - x_{i(-j)}^{T} \widetilde{\beta}_{(-j)} - x_{ij} \beta_{j} \right) + \lambda (1 - \alpha) \beta_{j} + \lambda \alpha \\ \widetilde{\beta}_{(-j)} &= \left( \beta_{1}, \beta_{2}, \dots, \beta_{j-1}, \beta_{j+1}, \dots, \beta_{p} \right)^{T} \\ \left. Set \left. \frac{\partial R}{\partial \beta_{j}} \right|_{\beta = \widetilde{\beta}_{(-j)}} &= 0 \end{split}$$

更新的方式為:

$$\widetilde{\beta}_{j} \leftarrow \frac{S(\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}x_{ij}\left(y_{i}-\widetilde{y}_{i}^{(j)}\right),\lambda\alpha)}{1+\lambda(1-\alpha)}$$

其中S函數為:

$$S(z,\gamma) = sign(z)(|z| - \gamma)_{+} = \begin{cases} z - \gamma & \text{if } z > 0 \text{ and } \gamma < |z| \\ z + \gamma & \text{if } z < 0 \text{ and } \gamma < |z| \\ 0 & \text{if } \gamma > |z| \end{cases}$$

### 2.2. Lasso logistic regression

考慮反應變數為二元分類,例如 $Y \in \{0,1\}$ ,在分類任務上羅吉斯迴歸是一種常見的方法,模型利用解釋變數來建立條件機率的關係:

$$\log\left(\frac{P(Y=1|x)}{1-P(Y=1|x)}\right) = \beta_0 + x^T \beta$$

或是也可以表示成:

$$P(Y = 1|x) = \frac{1}{1 + \exp(-(\beta_0 + x^T \beta))}$$

$$P(Y = 0|x) = 1 - P(Y = 1|x)$$

$$= \frac{\exp(-(\beta_0 + x^T \beta))}{1 + \exp(-(\beta_0 + x^T \beta))}$$

而在這樣的分類任務上,我們的目標是設法讓 log-likelihood 函數值最大,但又要確保參數不會太多造成過度配適所以納入懲罰項,目標如下:

$$\max_{(\beta_0,\beta)\in\mathbb{R}^{p+1}} \left[ \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} \{ I(y_i = 1) \log(p(x_i)) + I(y_i = 0) \log(1 - p(x_i)) \} - \lambda P_{\alpha}(\beta) \right]$$

而上式在的 log-likelihood 的部分可以再整理為:

$$l(\beta_0, \beta) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} y_i (\beta_0 + x_i^T \beta) - \log(1 + \exp(\beta_0 + x_i^T \beta))$$

為了使參數的更新式更加容易呈現,所以將上方 log-likelihood 函數透過泰勒展開對 $(\tilde{eta}_0, \tilde{eta})$ 做展開到二次式可得:

$$l_{Q}(\beta_{0},\beta) = -\frac{1}{2N} \sum_{i=1}^{N} w_{i} (z_{i} - \beta_{0} - x_{i}^{T} \beta)^{2} + C(\tilde{\beta}_{0}, \tilde{\beta})^{2}$$

其中

$$z_{i} = \tilde{\beta}_{0} + x_{i}^{T} \tilde{\beta} + \frac{y_{i} - \tilde{p}(x_{i})}{\tilde{p}(x_{i})(1 - \tilde{p}(x_{i}))}$$

$$w_{i} = \tilde{p}(x_{i})(1 - \tilde{p}(x_{i}))$$

$$C(\tilde{\beta}_{0}, \tilde{\beta})^{2} \text{ is constant}$$

藉此我們的目標函數可以改寫為:

$$\min_{(\beta_0,\beta)\in\mathbb{R}^{p+1}} R_{\lambda}(\beta_0,\beta) = \min_{(\beta_0,\beta)\in\mathbb{R}^{p+1}} \left[ -l_Q(\beta_0,\beta) + \lambda P_{\alpha}(\beta) \right]$$

我們一樣對單變量做偏微分

$$\frac{\partial R}{\partial \beta_{j}}\Big|_{\beta=\widetilde{\beta}_{(-j)}} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} w_{i} \left(z_{i} - \widetilde{\beta}_{0} - x_{i(-j)}^{T} \widetilde{\beta}_{(-j)} - x_{ij} \beta_{j}\right) \left(-x_{ij}\right) + \lambda (1 - \alpha) \beta_{j} + \lambda \alpha$$

$$\widetilde{\beta}_{(-j)} = \left(\beta_{1}, \beta_{2}, \dots, \beta_{j-1}, \beta_{j+1}, \dots, \beta_{p}\right)^{T}$$

$$Set \left. \frac{\partial R}{\partial \beta_{j}} \right|_{\beta=\widetilde{\beta}_{(-j)}} = 0$$

$$\left[\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}w_{i}x_{ij}^{2} + \lambda(1-\alpha)\right]\beta_{j} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}w_{i}x_{ij}(z_{i} - \tilde{\beta}_{0} - x_{i(-j)}^{T}\tilde{\beta}_{(-j)}) - \lambda\alpha$$

更新的方式為:

$$\widetilde{\beta}_{j} \leftarrow \frac{S(\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} w_{i}x_{ij}(z_{i} - \widetilde{\beta}_{0} - x_{i(-j)}^{T}\widetilde{\beta}_{(-j)}), \lambda\alpha)}{\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} w_{i}x_{ij}^{2} + \lambda(1 - \alpha)}$$

其中S函數為:

$$S(z,\gamma) = sign(z)(|z| - \gamma)_{+} = \begin{cases} z - \gamma & \text{if } z > 0 \text{ and } \gamma < |z| \\ z + \gamma & \text{if } z < 0 \text{ and } \gamma < |z| \\ 0 & \text{if } \gamma > |z| \end{cases}$$

### 3. Numerical result

上一節的參數更新裡都是考慮給定 $\lambda$ ,而 $\lambda$ 其實是一個需要做校調的參數,此節我們使用 BIC 訊息準則來選擇最合適的 $\lambda$ 。下方為 BIC 訊息準則的公式:

$$BIC = k \ln(n) - 2 \ln(\hat{L})$$

其中k為估計的參數個數、n為樣本數、 $\hat{L}$ 為 likelihood 函數的最大值,藉由 BIC 準則可以同時衡量模型的解釋能力以及參數數量,BIC 代表的是一種相對關係,如果 BIC 越小代表模型相對精簡的同時也具備具備解釋能力。

### 3.1. Lasso linear regression

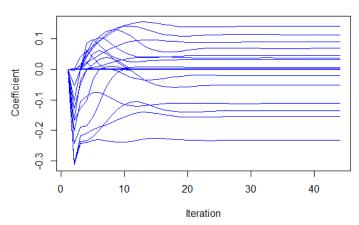
透過 BIC 訊息準則我們選擇 $\lambda=0.02$ ,停止條件設定為 $\|\tilde{\beta}_t-\tilde{\beta}_{t-1}\|^2<0.0001$ ,所得到的參數估計如下:

Active features	$x_5$	$x_6$	<i>x</i> <sub>9</sub>	<i>x</i> <sub>10</sub>	<i>x</i> <sub>11</sub>	<i>x</i> <sub>12</sub>	<i>x</i> <sub>13</sub>
Coefficient	0.0324	0.0452	-0.0518	-0.1358	-0.1545	-0.2324	-0.1118

Active features	$x_{14}$	<i>x</i> <sub>16</sub>	<i>x</i> <sub>17</sub>	<i>x</i> <sub>18</sub>	<i>x</i> <sub>19</sub>	<i>x</i> <sub>20</sub>	<i>x</i> <sub>21</sub>
Coefficient	-0.0208	0.0690	0.1142	0.1412	0.0897	0.0381	0.0070

下圖為隨著迭代次數上升,各個參數的更新狀況,大約在迭代20至30次之間穩定。

#### Linear regression coefficient



而線性模型所預測的結果 $\hat{y}$ 並非 1 或 -1 的二元分類,所以我們設定 $I(\hat{y}_i > 0)$   $\forall i$  為最後的預測分類。最後下表為 testing 資料的預測結果混淆矩陣,預測正確率為 92.14%。

汨泾仁	陆	True			
混淆矩陣		A	В		
Predict	A	10560	634		
Predict	В	1200	10940		

# 3.2. Lasso logistic regression

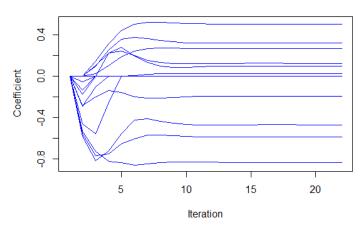
透過 BIC 訊息準則我們選擇 $\lambda=0.004$ ,停止條件設定為 $\|\tilde{\beta}_t-\tilde{\beta}_{t-1}\|^2<0.0001$ ,所得到的參數估計如下:

Active features	<i>x</i> <sub>10</sub>	<i>x</i> <sub>11</sub>	<i>x</i> <sub>12</sub>	<i>x</i> <sub>13</sub>	<i>x</i> <sub>16</sub>
Coefficient	-0.4691	-0.5862	-0.8325	-0.1952	0.0978

Active features	<i>x</i> <sub>17</sub>	<i>x</i> <sub>18</sub>	<i>x</i> <sub>19</sub>	<i>x</i> <sub>20</sub>
Coefficient	0.3244	0.5059	0.2659	0.0228

下圖為隨著迭代次數上升,各個參數的更新狀況,大約在迭代5至10次之間穩定。

#### Logistic regression coefficient



考慮以 0.5 作為閥值(i.e. $I(\hat{y}_i>0.5)$   $\forall i$ ),下表為在 test 資料上的分類結果混淆矩陣,預測正確率為 91.61%。

混淆矩	陆	True		
此例是	干	A	В	
Predict	A	10510	707	
riedict	В	1250	10867	

# 4. Reference

- 1. Regularization Paths for Generalized Linear Models via Coordinate Descent, Journal of Statistical Software, January 2010, Volume 33, Issue 1.
- 2. Bayesian information criterion(BIC), wikipedia