

## ● Noise and Error

### 1. ideal mini-target

首先這裡我令

$$\text{sign}(0) = 1$$

從題目給的式子可以知道

$$f_{0/1}(\mathbf{x}) = \operatorname{argmax}_{y \in \{-1, +1\}} P(y|\mathbf{x}) = \text{sign}\left(P(+1|\mathbf{x}) - \frac{1}{2}\right)$$

等式右邊在檢查  $+1$  的機率有沒有大於或等於  $\frac{1}{2}$ 。會有這樣的等式我們可以從「期望錯誤」來看看，首先假設  $P(+1|\mathbf{x}) = p$ ， $p$  介於 0 到 1 之間，此時如果我們得到一個  $\mathbf{x}$ ，去猜他的  $y$  是  $+1$  跟  $-1$  的期望錯誤是：

$$\begin{cases} 1-p & \text{猜 } y = +1 \\ p & \text{猜 } y = -1 \end{cases}$$

所以如果我們希望猜  $y = -1$  的期望錯誤大於等於猜  $y = +1$  的期望錯誤，可以得到：

$$p \geq 1-p \Rightarrow p \geq \frac{1}{2}$$

也就是說，只要  $P(+1|\mathbf{x}) \geq \frac{1}{2}$ ，去猜  $y = +1$  可以得到較小的期望錯誤，可以得到上面公式中的：

$$\text{sign}\left(P(+1|\mathbf{x}) - \frac{1}{2}\right)$$

對於 CIA 的 Error Function，題目希望 False Positive 比 False Negative 更重要 1000 倍，所以一樣假設  $P(+1|\mathbf{x}) = p$ ， $p$  介於 0 到 1 之間，此時如果我們得到一個  $\mathbf{x}$ ，去猜他的  $y$  是  $+1$  跟  $-1$  的期望錯誤是：

$$\begin{cases} 1000 \times (1-p) & \text{猜 } y = +1 \\ p & \text{猜 } y = -1 \end{cases}$$

因為 False Positive 比 False Negative 更重要 1000 倍，所以猜  $y = +1$  的期望錯誤就要多乘上那 1000 倍；最後跟上面一樣，我們希望猜  $y = -1$  的期望錯誤大於等於猜  $y = +1$ ，可以得到：

$$\begin{aligned} p &\geq 1000 \times (1-p) \\ \Rightarrow p &\geq \frac{1000}{1001} \end{aligned}$$

因此我們可以知道：

$$f_{CIA}(\mathbf{x}) = \text{sign}\left(P(+1|\mathbf{x}) - \frac{1000}{1001}\right)$$

## 2. a noisy test environment

原本在無干擾(noise)的環境中：

$$E_{out}(g) = \mathcal{E}_{\mathbf{x} \sim P(\mathbf{x})} \llbracket g(\mathbf{x}) \neq f(\mathbf{x}) \rrbracket$$

或者可以說：

$$Correct_{out}(g) = \mathcal{E}_{\mathbf{x} \sim P(\mathbf{x})} \llbracket g(\mathbf{x}) = f(\mathbf{x}) \rrbracket = 1 - E_{out}(g)$$

此時換到有干擾的環境，有  $\epsilon$  的機率會翻轉原本的結果，因此可以知道其錯誤就會變成：

$$\begin{aligned} & \underbrace{E_{out}(g)(1 - \epsilon)}_{\text{原本的部分只剩下}(1 - \epsilon)\text{保持錯誤}} + \underbrace{(1 - E_{out}(g))\epsilon}_{\text{原本對的有}\epsilon\text{變成錯的}} \\ &= E_{out}(g) - E_{out}(g)\epsilon + \epsilon - E_{out}(g)\epsilon = E_{out}(g) + \epsilon - 2\epsilon E_{out}(g) \end{aligned}$$

## ● Linear Regression

### 3. $h(x) = wx$

$$\frac{1}{N} \sum_{n=1}^N (h(x_n) - y_n)^2 = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N (wx_n - y_n)^2$$

接著對  $w$  微分並找到等於 0 的值：

$$\begin{aligned} \frac{d}{dw} \left( \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N (wx_n - y_n)^2 \right) &= \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N 2(wx_n - y_n)x_n = 0 \\ \Rightarrow \sum_{n=1}^N wx_n^2 - \sum_{n=1}^N x_n y_n &= 0 \Rightarrow w \sum_{n=1}^N x_n^2 = \sum_{n=1}^N x_n y_n \\ \Rightarrow w &= \frac{\sum_{n=1}^N x_n y_n}{\sum_{n=1}^N x_n^2} \end{aligned}$$

此時再對  $w$  微分：

$$\begin{aligned} \frac{d}{dw} \left( \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N 2(wx_n - y_n)x_n \right) &= \frac{d}{dw} \left( \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N 2wx_n^2 - 2x_n y_n \right) \\ &= \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N 2x_n^2 \end{aligned}$$

因為題目有確保  $\sum_{n=1}^N x_n^2$  不等於 0，所以可以知道二階微分恆大於 0，

也就是說  $w = \frac{\sum_{n=1}^N x_n y_n}{\sum_{n=1}^N x_n^2}$  確實是極小值。

#### 4. optimal approximation

首先列出 Squared Error :

$$\begin{aligned} E^{SE} &= (w_1x + w_0 - ax^2 - b)^2 \\ &= w_1^2x^2 + w_0^2 + a^2x^4 + b^2 \\ &\quad + 2w_1w_0x - 2aw_1x^3 - 2bw_1x - 2aw_0x^2 - 2bw_0 + 2abx^2 \end{aligned}$$

接著取期望值：

$$\begin{aligned} \mathcal{E}[E^{SE}] &= w_1^2\mathcal{E}[x^2] + w_0^2 + a^2\mathcal{E}[x^4] + b^2 \\ &\quad + 2w_1w_0\mathcal{E}[x] - 2aw_1\mathcal{E}[x^3] - 2bw_1\mathcal{E}[x] - 2aw_0\mathcal{E}[x^2] - 2bw_0 + 2ab\mathcal{E}[x^2] \end{aligned}$$

在偏微分之前，先列出期望值的值：

$$\mathcal{E}[x] = \frac{1}{2}, \mathcal{E}[x^2] = \frac{1}{3}, \mathcal{E}[x^3] = \frac{1}{4}, \mathcal{E}[x^4] = \frac{1}{5}$$

再帶入就可以化簡成：

$$\begin{aligned} \mathcal{E}[E^{SE}] &= \frac{1}{3}w_1^2 + w_0^2 + \frac{1}{5}a^2 + b^2 + w_1w_0 - \frac{1}{2}aw_1 - bw_1 - \frac{2}{3}aw_0 - 2bw_0 + \frac{2}{3}ab \\ &= \frac{1}{5}a^2 + b^2 + \frac{2}{3}ab + \frac{1}{3}w_1^2 + w_0^2 + w_1w_0 - w_1\left(\frac{1}{2}a + b\right) - w_0\left(\frac{2}{3}a + 2b\right) \end{aligned}$$

接著就可以開始偏微分了：

$$\frac{\partial \mathcal{E}[E^{SE}]}{\partial w_1} = \frac{2}{3}w_1 + w_0 - \frac{1}{2}a - b = 0$$

$$\frac{\partial \mathcal{E}[E^{SE}]}{\partial w_0} = 2w_0 + w_1 - \frac{2}{3}a - 2b = 0$$

接著開始解聯立方程組：

$$1. \quad \frac{2}{3}w_1 + w_0 = \frac{1}{2}a + b$$

$$2. \quad 2w_0 + w_1 = \frac{2}{3}a + 2b$$

$$3. \quad \frac{2}{3}w_1 + \frac{4}{3}w_0 = \frac{4}{9}a + \frac{4}{3}b \quad \text{第 2 條乘 } \frac{2}{3}$$

$$4. \quad \frac{1}{3}w_0 = \frac{-1}{18}a + \frac{1}{3}b \quad \text{第 3 條減第一條}$$

$$5. \quad w_0 = b - \frac{1}{6}a$$

$$6. \quad w_1 = a$$

於是知道最佳的權重  $w_1^* = a, w_0^* = b - \frac{1}{6}a$

## 5. output transformation

根據講義的內容：

$$E_{in}(\mathbf{w}_{LIN}) = \frac{1}{N} \|\mathbf{X}\mathbf{w} - \mathbf{y}\|^2 = \frac{1}{N} (\mathbf{w}^T \mathbf{X}^T \mathbf{X} \mathbf{w} - 2\mathbf{w}^T \mathbf{X}^T \mathbf{y} + \mathbf{y}^T \mathbf{y})$$

$$\nabla E_{in}(\mathbf{w}_{LIN}) = \frac{2}{N} (\mathbf{X}^T \mathbf{X} \mathbf{w} - \mathbf{X}^T \mathbf{y})$$

$$\mathbf{w}_{LIN} = (\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}^T \mathbf{y}$$

將  $y'_n = ay_n + b$  代入式子，可以得到： $\mathbf{w}'_{LIN} = (\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}^T (\mathbf{ay} + \mathbf{b})$

此時我們先將 $\mathbf{X}^T (\mathbf{ay} + \mathbf{b})$ 細部放大來看：

$$\mathbf{X}^T = \begin{bmatrix} x_{0,0} & x_{1,0} & \cdots & x_{n-1,0} \\ x_{0,1} & x_{1,1} & \cdots & x_{n-1,1} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ x_{0,d} & x_{1,d} & \cdots & x_{n-1,d} \end{bmatrix}, \mathbf{ay} + \mathbf{b} = \begin{bmatrix} ay_0 + b \\ ay_1 + b \\ \vdots \\ ay_{n-1} + b \end{bmatrix}$$

$x_{i,j}$  代表  $\mathbf{x}_i$  的第  $j$  個 element；為了方便觀察，我將  $n$  改成從 0 開始。

所以可以知道 $\mathbf{X}^T (\mathbf{ay} + \mathbf{b})$ 應該會等於：

$$\begin{bmatrix} x_{0,0} & x_{1,0} & \cdots & x_{n-1,0} \\ x_{0,1} & x_{1,1} & \cdots & x_{n-1,1} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ x_{0,d} & x_{1,d} & \cdots & x_{n-1,d} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} ay_0 + b \\ ay_1 + b \\ \vdots \\ ay_{n-1} + b \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a \sum_{i=0}^{n-1} x_{i,0} y_i + b \sum_{i=0}^{n-1} x_{i,0} \\ a \sum_{i=0}^{n-1} x_{i,1} y_i + b \sum_{i=0}^{n-1} x_{i,1} \\ \vdots \\ a \sum_{i=0}^{n-1} x_{i,d} y_i + b \sum_{i=0}^{n-1} x_{i,d} \end{bmatrix}$$

此時我們把 $(\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1}$ 移項到權重向量那邊：

$$\mathbf{X}^T \mathbf{X} \mathbf{w}'_{LIN} = \mathbf{X}^T (\mathbf{ay} + \mathbf{b})$$

這時我們再細部查看 $\mathbf{X}^T \mathbf{X}$ ：

$$\begin{aligned} \mathbf{X}^T \mathbf{X} &= \begin{bmatrix} x_{0,0} & x_{1,0} & \cdots & x_{n-1,0} \\ x_{0,1} & x_{1,1} & \cdots & x_{n-1,1} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ x_{0,d} & x_{1,d} & \cdots & x_{n-1,d} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{0,0} & x_{0,1} & \cdots & x_{0,d} \\ x_{1,0} & x_{1,1} & \cdots & x_{1,d} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ x_{n-1,0} & x_{n-1,1} & \cdots & x_{n-1,d} \end{bmatrix} \\ &= \begin{bmatrix} \sum_{i=0}^{n-1} x_{i,0} x_{i,0} & \sum_{i=0}^{n-1} x_{i,0} x_{i,1} & \cdots & \sum_{i=0}^{n-1} x_{i,0} x_{i,d} \\ \sum_{i=0}^{n-1} x_{i,1} x_{i,0} & \sum_{i=0}^{n-1} x_{i,1} x_{i,1} & \cdots & \sum_{i=0}^{n-1} x_{i,1} x_{i,d} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sum_{i=0}^{n-1} x_{i,d} x_{i,0} & \sum_{i=0}^{n-1} x_{i,d} x_{i,1} & \cdots & \sum_{i=0}^{n-1} x_{i,d} x_{i,d} \end{bmatrix} \end{aligned}$$

這時我們先回顧，在  $y$  轉換之前，從原本的解可以知道甚麼：

$$\begin{aligned} \mathbf{w}_{LIN} &= (\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}^T \mathbf{y} \Rightarrow \mathbf{X}^T \mathbf{y} = \mathbf{X}^T \mathbf{X} \mathbf{w}_{LIN} \\ \mathbf{X}^T \mathbf{y} &= \begin{bmatrix} \sum_{i=0}^{n-1} x_{i,0} y_i \\ \sum_{i=0}^{n-1} x_{i,1} y_i \\ \vdots \\ \sum_{i=0}^{n-1} x_{i,d} y_i \end{bmatrix} \quad \mathbf{X}^T \mathbf{X} \mathbf{w}_{LIN} = \begin{bmatrix} \sum_{i=0}^{n-1} x_{i,0} x_{i,0} & \sum_{i=0}^{n-1} x_{i,0} x_{i,1} & \dots & \sum_{i=0}^{n-1} x_{i,0} x_{i,d} \\ \sum_{i=0}^{n-1} x_{i,1} x_{i,0} & \sum_{i=0}^{n-1} x_{i,1} x_{i,1} & \dots & \sum_{i=0}^{n-1} x_{i,1} x_{i,d} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sum_{i=0}^{n-1} x_{i,d} x_{i,0} & \sum_{i=0}^{n-1} x_{i,d} x_{i,1} & \dots & \sum_{i=0}^{n-1} x_{i,d} x_{i,d} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} w_0 \\ w_1 \\ \vdots \\ w_d \end{bmatrix} \\ \mathbf{X}^T \mathbf{X} \mathbf{w}_{LIN} &= \begin{bmatrix} \sum_{i=0}^d w_i \sum_{j=0}^{n-1} x_{j,0} x_{j,i} \\ \sum_{i=0}^d w_i \sum_{j=0}^{n-1} x_{j,1} x_{j,i} \\ \vdots \\ \sum_{i=0}^d w_i \sum_{j=0}^{n-1} x_{j,d} x_{j,i} \end{bmatrix} = \mathbf{X}^T \mathbf{y} = \begin{bmatrix} \sum_{i=0}^{n-1} x_{i,0} y_i \\ \sum_{i=0}^{n-1} x_{i,1} y_i \\ \vdots \\ \sum_{i=0}^{n-1} x_{i,d} y_i \end{bmatrix} \end{aligned}$$

從上面的等式可以找到對應的項，所以這時再回顧我們需要的內容：

$$\mathbf{X}^T \mathbf{X} \mathbf{w}'_{LIN} = \mathbf{X}^T (a\mathbf{y} + \mathbf{b}) = \begin{bmatrix} a \sum_{i=0}^{n-1} x_{i,0} y_i + b \sum_{i=0}^{n-1} x_{i,0} \\ a \sum_{i=0}^{n-1} x_{i,1} y_i + b \sum_{i=0}^{n-1} x_{i,1} \\ \vdots \\ a \sum_{i=0}^{n-1} x_{i,d} y_i + b \sum_{i=0}^{n-1} x_{i,d} \end{bmatrix}$$

可以注意到，粉紅色可以拆成左右兩個部分，其中左邊剛好就是原本的  $\mathbf{X}^T \mathbf{X} \mathbf{w}_{LIN}$  再多乘上  $a$  倍，所以我們可以知道：

$$\mathbf{w}'_{LIN} = a\mathbf{w}_{LIN} + ?$$

那接下來就是要看怎麼湊出右半部分：

$$\begin{bmatrix} b \sum_{i=0}^{n-1} x_{i,0} \\ b \sum_{i=0}^{n-1} x_{i,1} \\ \vdots \\ b \sum_{i=0}^{n-1} x_{i,d} \end{bmatrix}$$

這時我們可以回顧一個特性， $x_{i,0}$  是我們幫  $\mathbf{x}_i$  補上的常數項，並且值是 1，所以這時候再回顧剛剛的  $\mathbf{X}^T \mathbf{X}$  矩陣：

$$\begin{bmatrix} \sum_{i=0}^{n-1} x_{i,0}x_{i,0} & \sum_{i=0}^{n-1} x_{i,0}x_{i,1} & \dots & \sum_{i=0}^{n-1} x_{i,0}x_{i,d} \\ \sum_{i=0}^{n-1} x_{i,1}x_{i,0} & \sum_{i=0}^{n-1} x_{i,1}x_{i,1} & \dots & \sum_{i=0}^{n-1} x_{i,1}x_{i,d} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sum_{i=0}^{n-1} x_{i,d}x_{i,0} & \sum_{i=0}^{n-1} x_{i,d}x_{i,1} & \dots & \sum_{i=0}^{n-1} x_{i,d}x_{i,d} \end{bmatrix}$$

可以注意到其實第一個 column 右邊都是 1，所以可以化簡寫成：

$$\begin{bmatrix} \sum_{i=0}^{n-1} x_{i,0} & \sum_{i=0}^{n-1} x_{i,0}x_{i,1} & \dots & \sum_{i=0}^{n-1} x_{i,0}x_{i,d} \\ \sum_{i=0}^{n-1} x_{i,1} & \sum_{i=0}^{n-1} x_{i,1}x_{i,1} & \dots & \sum_{i=0}^{n-1} x_{i,1}x_{i,d} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sum_{i=0}^{n-1} x_{i,d} & \sum_{i=0}^{n-1} x_{i,d}x_{i,1} & \dots & \sum_{i=0}^{n-1} x_{i,d}x_{i,d} \end{bmatrix}$$

所以我們就只取第一個 column，就可以湊出我們想要的  $\begin{bmatrix} b \sum_{i=0}^{n-1} x_{i,0} \\ b \sum_{i=0}^{n-1} x_{i,1} \\ \vdots \\ b \sum_{i=0}^{n-1} x_{i,d} \end{bmatrix}$ ：

$$\begin{bmatrix} \sum_{i=0}^{n-1} x_{i,0} & \sum_{i=0}^{n-1} x_{i,0}x_{i,1} & \dots & \sum_{i=0}^{n-1} x_{i,0}x_{i,d} \\ \sum_{i=0}^{n-1} x_{i,1} & \sum_{i=0}^{n-1} x_{i,1}x_{i,1} & \dots & \sum_{i=0}^{n-1} x_{i,1}x_{i,d} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sum_{i=0}^{n-1} x_{i,d} & \sum_{i=0}^{n-1} x_{i,d}x_{i,1} & \dots & \sum_{i=0}^{n-1} x_{i,d}x_{i,d} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b \sum_{i=0}^{n-1} x_{i,0} \\ b \sum_{i=0}^{n-1} x_{i,1} \\ \vdots \\ b \sum_{i=0}^{n-1} x_{i,d} \end{bmatrix}$$

也就是第一個值為 b，其他值為 0 的  $(d+1) \times 1$  的矩陣。

因此最終我們可以知道：

$$\mathbf{w}'_{LIN} = a\mathbf{w}_{LIN} + \begin{bmatrix} b \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix}$$

## ● More on Linear Models

### 6. Hessian Matrix

$$E_{in}(\mathbf{w}) = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N \ln(1 + \exp(-y_n \mathbf{w}^T \mathbf{x}_n))$$

如果只求一次微分可以知道：

$$\frac{\partial}{\partial w_i} E_{in}(\mathbf{w}) = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N \frac{-y_n x_{n,i}}{1 + \exp(y_n \mathbf{w}^T \mathbf{x}_n)}$$

接著使用微積分把海森矩陣展開：

$$\text{Hessian}(E_{in}(\mathbf{w})) =$$

$$\begin{bmatrix} \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N \frac{\exp(y_n \mathbf{w}^T \mathbf{x}_n) (y_n^2 x_{n,0} x_{n,0})}{[1 + \exp(y_n \mathbf{w}^T \mathbf{x}_n)]^2} & \cdots & \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N \frac{\exp(y_n \mathbf{w}^T \mathbf{x}_n) (y_n^2 x_{n,d} x_{n,0})}{[1 + \exp(y_n \mathbf{w}^T \mathbf{x}_n)]^2} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N \frac{\exp(y_n \mathbf{w}^T \mathbf{x}_n) (y_n^2 x_{n,0} x_{n,d})}{[1 + \exp(y_n \mathbf{w}^T \mathbf{x}_n)]^2} & \cdots & \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N \frac{\exp(y_n \mathbf{w}^T \mathbf{x}_n) (y_n^2 x_{n,d} x_{n,d})}{[1 + \exp(y_n \mathbf{w}^T \mathbf{x}_n)]^2} \end{bmatrix}$$

使用 Logistic Function 的特性、 $y_i^2 = 1$ ，以及將  $\Sigma$  的部分改成用矩陣乘法來表示，把矩陣化簡只有對角線有值的對角矩陣  $\mathbf{D}$ ：

$$\begin{bmatrix} \theta(y_1 \mathbf{w}^T \mathbf{x}_1) \theta(-y_1 \mathbf{w}^T \mathbf{x}_1) & \cdots & 0 \\ \vdots & \theta(y_i \mathbf{w}^T \mathbf{x}_i) \theta(-y_i \mathbf{w}^T \mathbf{x}_i) & \vdots \\ 0 & \cdots & \theta(y_N \mathbf{w}^T \mathbf{x}_N) \theta(-y_N \mathbf{w}^T \mathbf{x}_N) \end{bmatrix}$$

$\frac{1}{N}$  可以拿掉的原因是在推導牛頓法的時候，會有一個步驟是同時移

項，此時  $\frac{1}{N}$  就會可以移除掉。可以注意到  $\theta(y_i \mathbf{w}^T \mathbf{x}_i) \theta(-y_i \mathbf{w}^T \mathbf{x}_i)$  不管

$y_i$  是+1還是-1， $\theta(\mathbf{w}^T \mathbf{x}_i)$  跟  $\theta(-\mathbf{w}^T \mathbf{x}_i)$  兩個都一定會出現，所以可以把  $y_i$  省略掉；接著換成題目所要的形式：

$$\mathbf{D} = \begin{bmatrix} h_t(\mathbf{x}_1) h_t(-\mathbf{x}_1) & \cdots & 0 \\ \vdots & h_t(\mathbf{x}_i) h_t(-\mathbf{x}_i) & \vdots \\ 0 & \cdots & h_t(\mathbf{x}_N) h_t(-\mathbf{x}_N) \end{bmatrix}$$

而位於左右兩邊的  $\mathbf{X}^T$  跟  $\mathbf{X}$ ：

$$\mathbf{X}^T = \begin{bmatrix} x_{1,0} & \cdots & x_{N,0} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ x_{1,d} & \cdots & x_{N,d} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \vdots & \cdots & \vdots \\ \mathbf{x}_1 & \cdots & \mathbf{x}_N \\ \vdots & \cdots & \vdots \end{bmatrix}$$

## 7. truncated squared loss

$$\nabla \text{err}(\mathbf{w}^T \mathbf{x}, y) = \begin{cases} 0 & 1 \leq y\mathbf{w}^T \mathbf{x} \\ 2(y\mathbf{w}^T \mathbf{x} - 1)\mathbf{x}y & 1 > y\mathbf{w}^T \mathbf{x} \end{cases}$$

所以可以知道 truncated squared loss 的 SGD 長的如下：

$$\begin{cases} \mathbf{w}_{t+1} \leftarrow \mathbf{w}_t + \eta \times 0 \times (\mathbf{x}_n y_n) & 1 \leq y\mathbf{w}^T \mathbf{x} \\ \mathbf{w}_{t+1} \leftarrow \mathbf{w}_t + \eta \times 2(1 - y_n \mathbf{w}_t^T \mathbf{x}_n)(\mathbf{x}_n y_n) & 1 > y\mathbf{w}^T \mathbf{x} \end{cases}$$

而原版的 PLA 是：

$$\mathbf{w}_{t+1} \leftarrow \mathbf{w}_t + 1 \times \llbracket y_n \neq \text{sign}(\mathbf{w}_t^T \mathbf{x}_n) \rrbracket (\mathbf{x}_n y_n)$$

不同之處：

- truncated squared loss 的 SGD 是  $y\mathbf{w}^T \mathbf{x} \geq 1$  才不會更新，但是 PLA 只要  $y\mathbf{w}^T \mathbf{x} \geq 0$  就不會更新。
- truncated squared loss 的 SGD 只要  $y\mathbf{w}^T \mathbf{x} < 1$  就會開始更新但是 PLA 要等到  $y\mathbf{w}^T \mathbf{x} < 0$  才開始更新。
- truncated squared loss 的 SGD 只要  $y\mathbf{w}^T \mathbf{x}$  越小， $\eta \times 2(1 - y_n \mathbf{w}_t^T \mathbf{x}_n)$  的部分就越大，但是 PLA 都固定是 1。

相同之處：

- 只要  $y\mathbf{w}^T \mathbf{x} \geq 1$ ，truncated squared loss 的 SGD 跟 PLA 就都不會更新，不像 square error 或 cross entropy 會更新。



## ● Multinomial Logistic Regression

### 8. Multinomial Logistic Regression

$$E_{in}(W) = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N \left( - \sum_{k=1}^K \left( \mathbb{I}[y_n = k] \ln \frac{\exp(\mathbf{w}_k^T \mathbf{x}_n)}{\sum_{i=1}^K \exp(\mathbf{w}_i^T \mathbf{x}_n)} \right) \right)$$

先將  $E_{in}$  化簡：

$$E_{in}(W) = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N \left( \ln \left( \sum_{i=1}^K \exp(\mathbf{w}_i^T \mathbf{x}_n) \right) - \mathbf{w}_{y_n}^T \mathbf{x}_n \right)$$

然後我們先只對第  $i$  個權重做偏微分：

$$\begin{aligned} \frac{\partial}{\partial \mathbf{w}_i} E_{in}(W) &= \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N \left( \frac{\exp(\mathbf{w}_i^T \mathbf{x}_n) \mathbf{x}_n}{\sum_{i=1}^K \exp(\mathbf{w}_i^T \mathbf{x}_n)} - \mathbb{I}[y_n = i] \mathbf{x}_n \right) \\ &= \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N (h_i(\mathbf{x}_n) - \mathbb{I}[y_n = i]) \mathbf{x}_n \end{aligned}$$

所以可以知道：

$$\begin{bmatrix} \frac{\partial}{\partial \mathbf{w}_1} \\ \vdots \\ \frac{\partial}{\partial \mathbf{w}_K} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N (h_1(\mathbf{x}_n) - \mathbb{I}[y_n = 1]) \mathbf{x}_n \\ \vdots \\ \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N (h_K(\mathbf{x}_n) - \mathbb{I}[y_n = K]) \mathbf{x}_n \end{bmatrix}$$

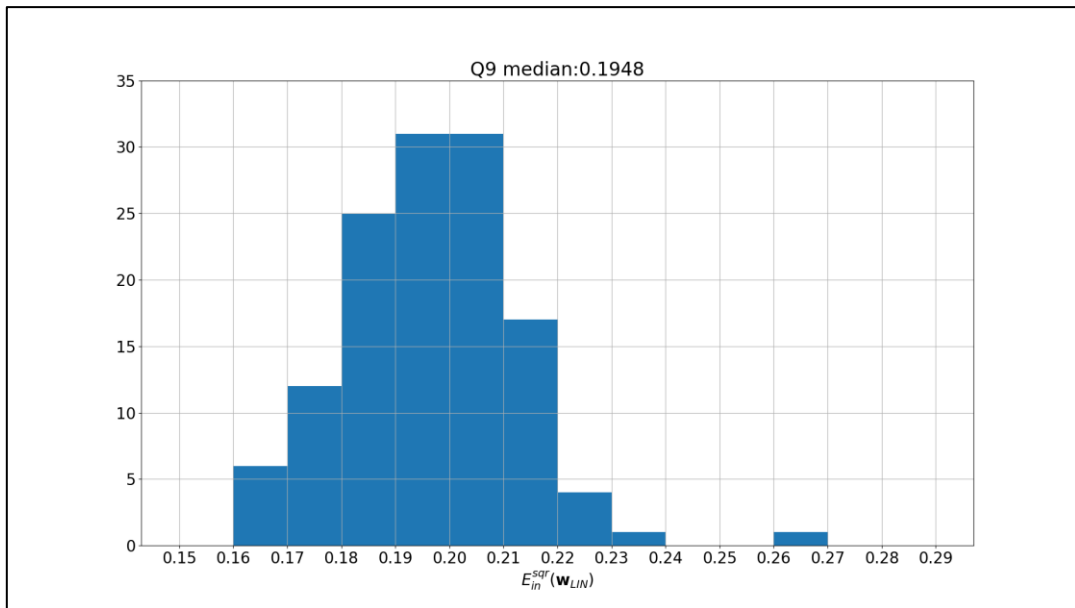
上面的矩陣是  $K$  個 row， $d + 1$  個 column，由於題目要求的  $\nabla E_{in}(W)$  是要轉 90 度，所以我們給他轉 90 度：

$$\begin{aligned} \nabla E_{in}(W) &= \begin{bmatrix} \vdots & \cdots & \vdots \\ \frac{\partial}{\partial \mathbf{w}_1} & \cdots & \frac{\partial}{\partial \mathbf{w}_K} \\ \vdots & \cdots & \vdots \end{bmatrix} = \\ &\begin{pmatrix} \vdots & \cdots & \vdots \\ \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N (h_1(\mathbf{x}_n) - \mathbb{I}[y_n = 1]) \mathbf{x}_n & \cdots & \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N (h_K(\mathbf{x}_n) - \mathbb{I}[y_n = K]) \mathbf{x}_n \\ \vdots & \cdots & \vdots \end{pmatrix} \end{aligned}$$

這樣一來  $\nabla E_{in}(W)$  的維度就是  $(d + 1) \times K$ ，跟  $W$  一樣了。

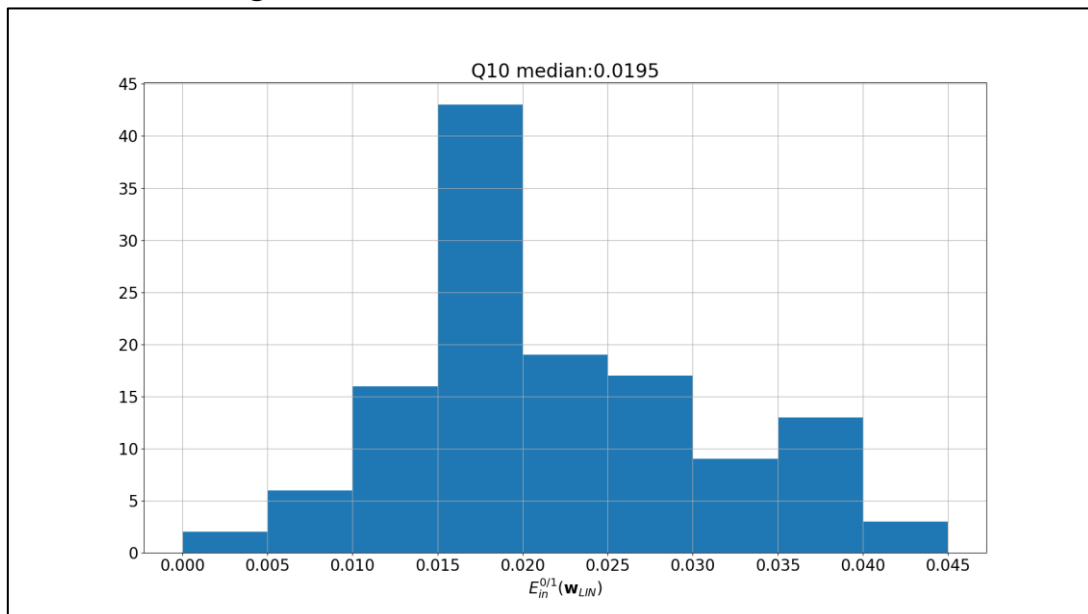
## ● Multinomial Logistic Regression

### 9. linear regression with square error



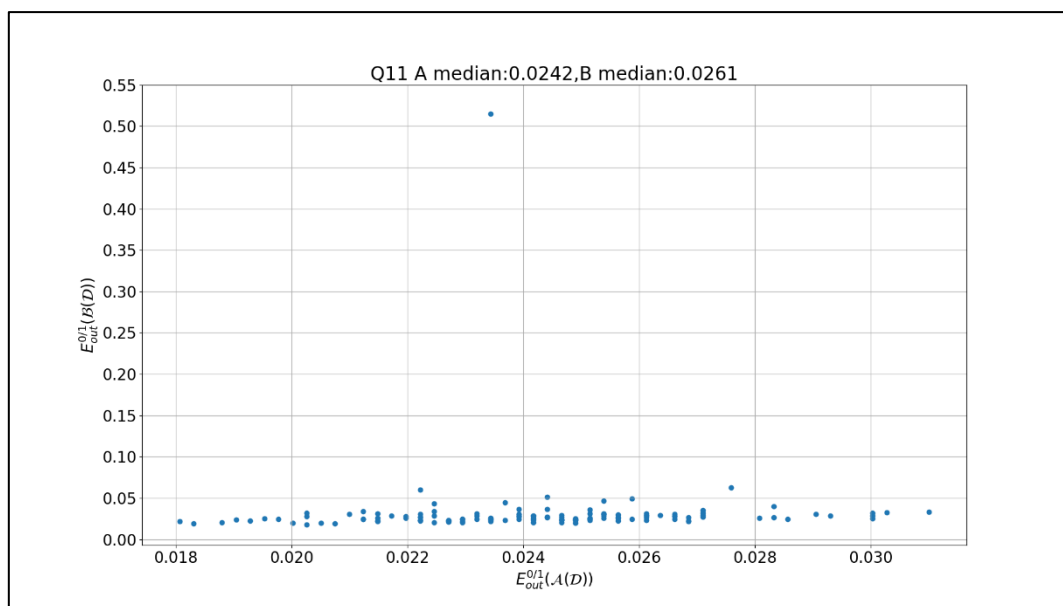
$E_{in}^{sqr}(\mathbf{w}_{LIN})$  中位數是 0.1948。

### 10. linear regression with 0/1 error



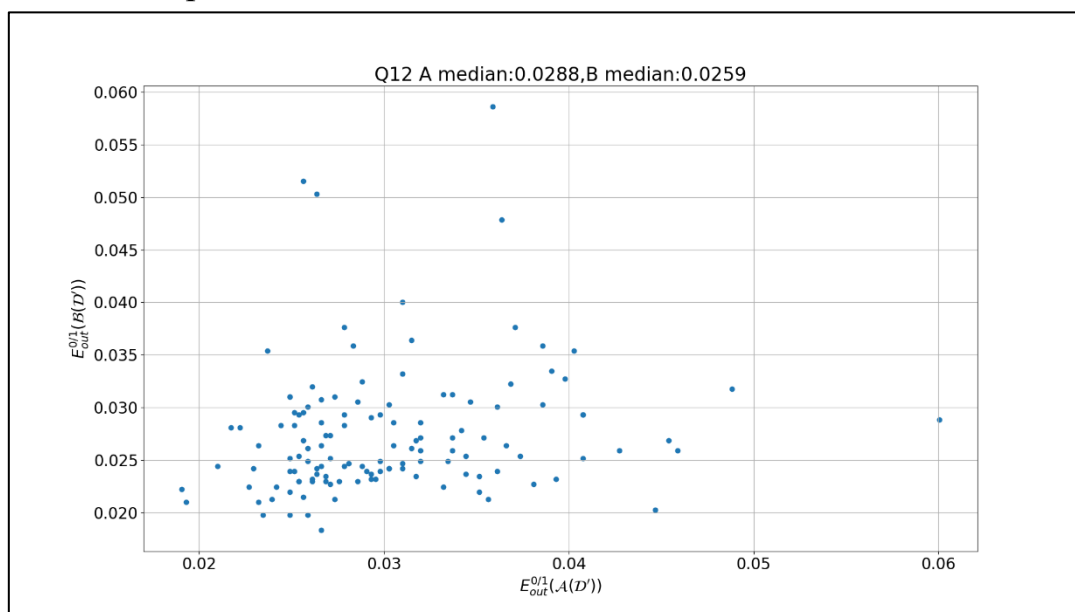
$E_{in}^{0/1}(\mathbf{w}_{LIN})$  中位數是 0.0195。

## 11. compare LIN and LOG



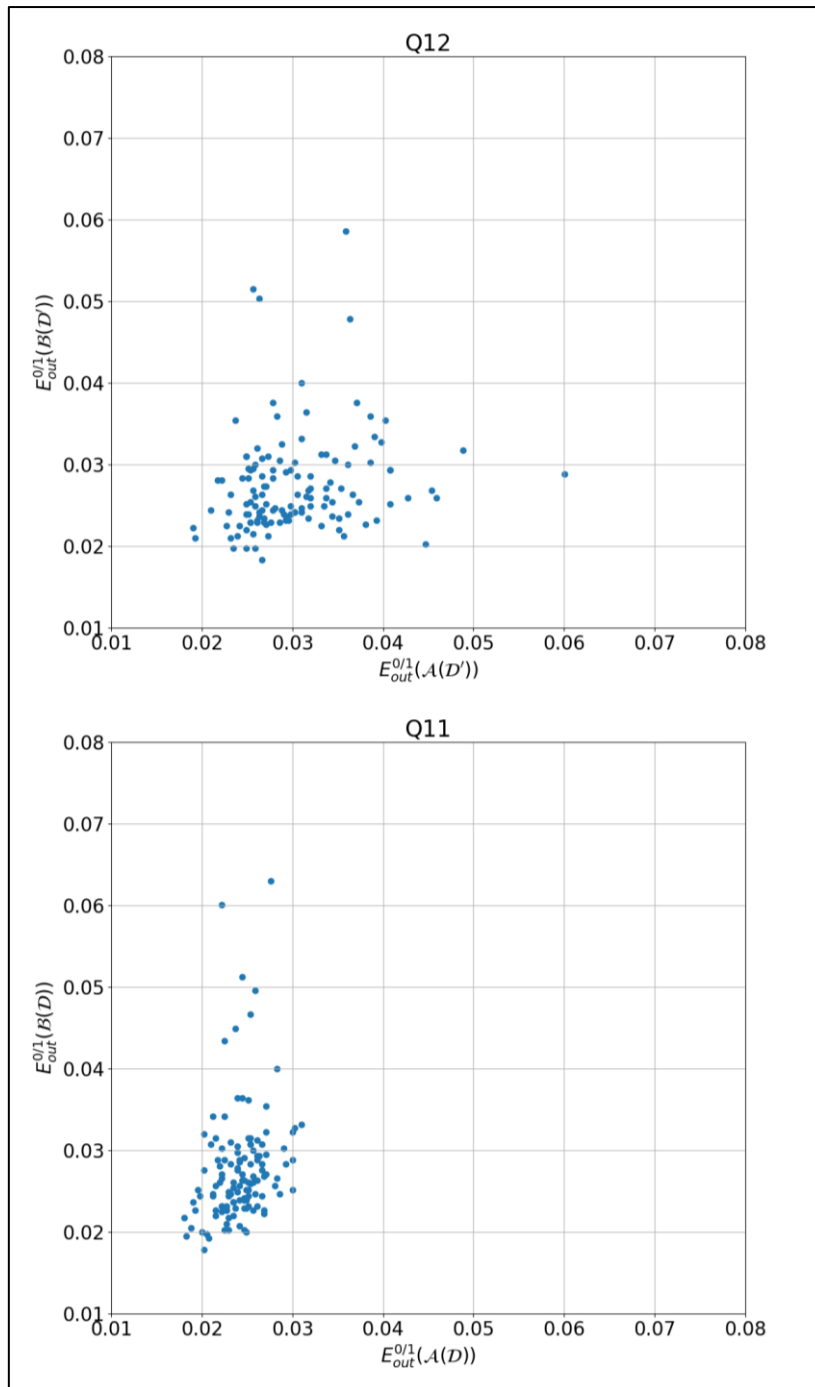
$E_{out}^{0/1}(\mathcal{A}(\mathcal{D}))$ 跟 $E_{out}^{0/1}(\mathcal{B}(\mathcal{D}))$ 的中位數分別是 0.0242 , 0.0261

## 12. compare LIN and LOG with outlier



$E_{out}^{0/1}(\mathcal{A}(\mathcal{D}'))$ 跟 $E_{out}^{0/1}(\mathcal{B}(\mathcal{D}'))$ 的中位數分別是 0.0288 , 0.0259

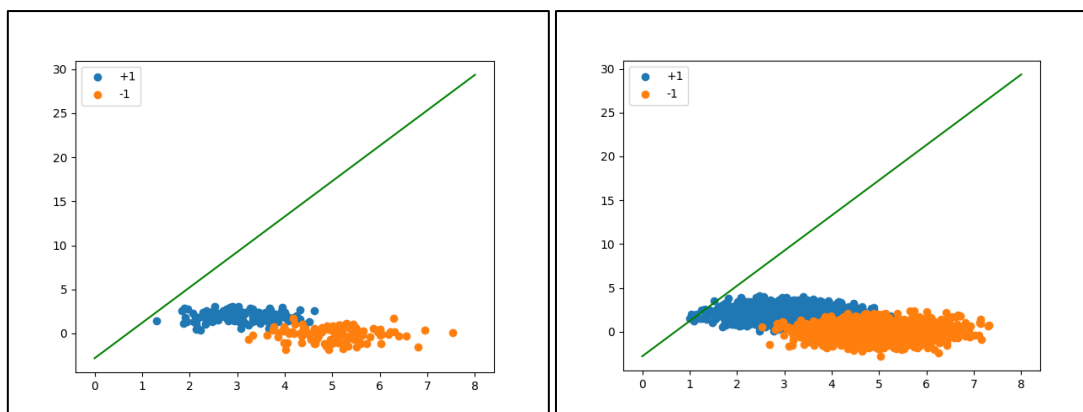
上面的圖因為 outlier 導致圖片變形很嚴重，所以我限定了範圍後得到兩軸比例一樣的圖：



可以看到在一定的範圍內，其實兩者是相當接近的，或者說大致坐落於  $y = x$  這條線附近，這也跟中位數相近的結果相符合。

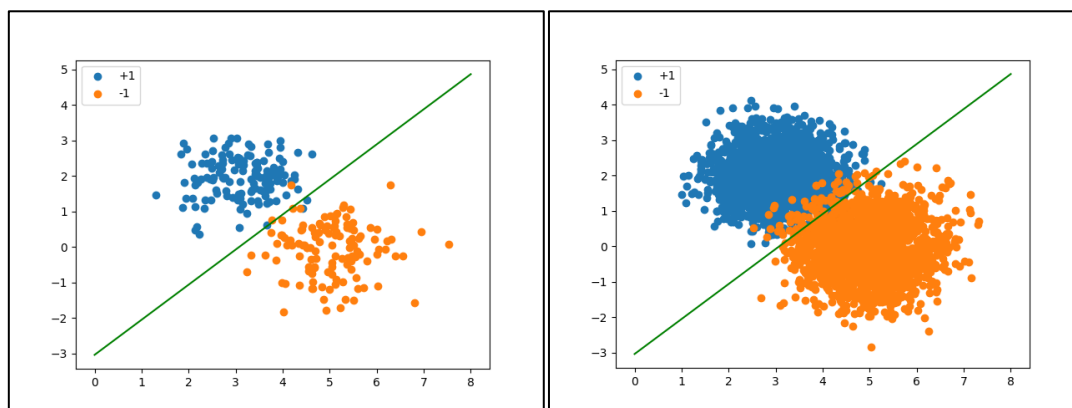
- logistic regression 在加入 outlier 前就已經有許多點的錯誤率容易比 linear regression 來的大了，在 11 題的圖中還可以看到有一個點錯誤率比 0.5 還高，個人暫時推測應該是尚未找到最佳權重。
- 可以看到加入 outlier 後，linear regression 的錯誤率也跟著提高，顯示出 outlier 有影響到最佳權重的值。

為了印證第一點，我先從尚未加入 outlier 的資料找出那個錯誤率大於 0.5 的資料出來，發現他的圖長的如下：

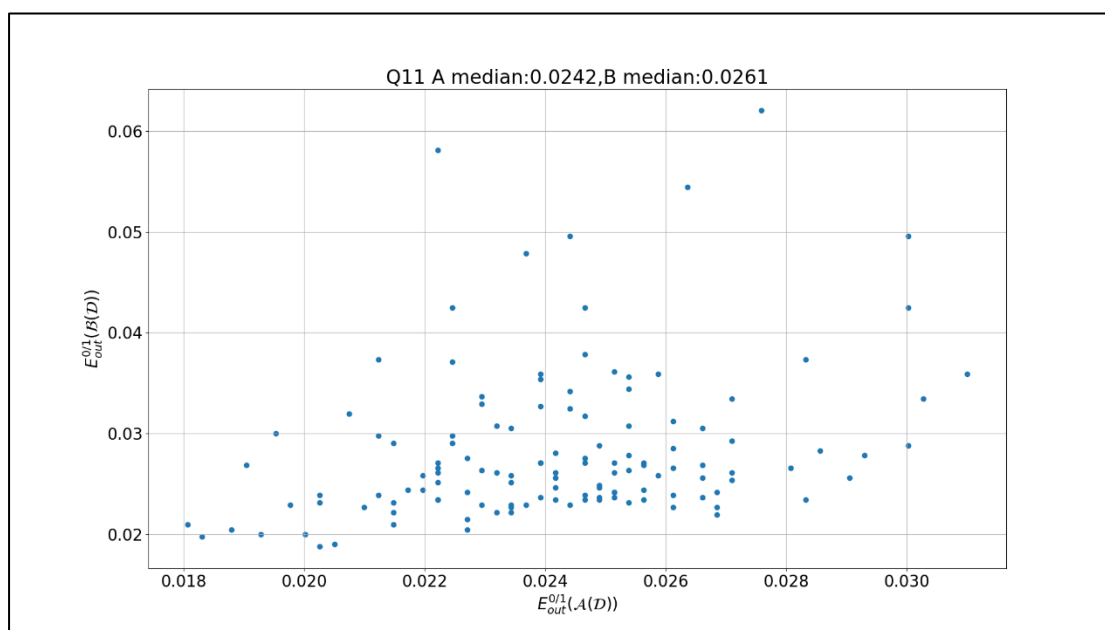


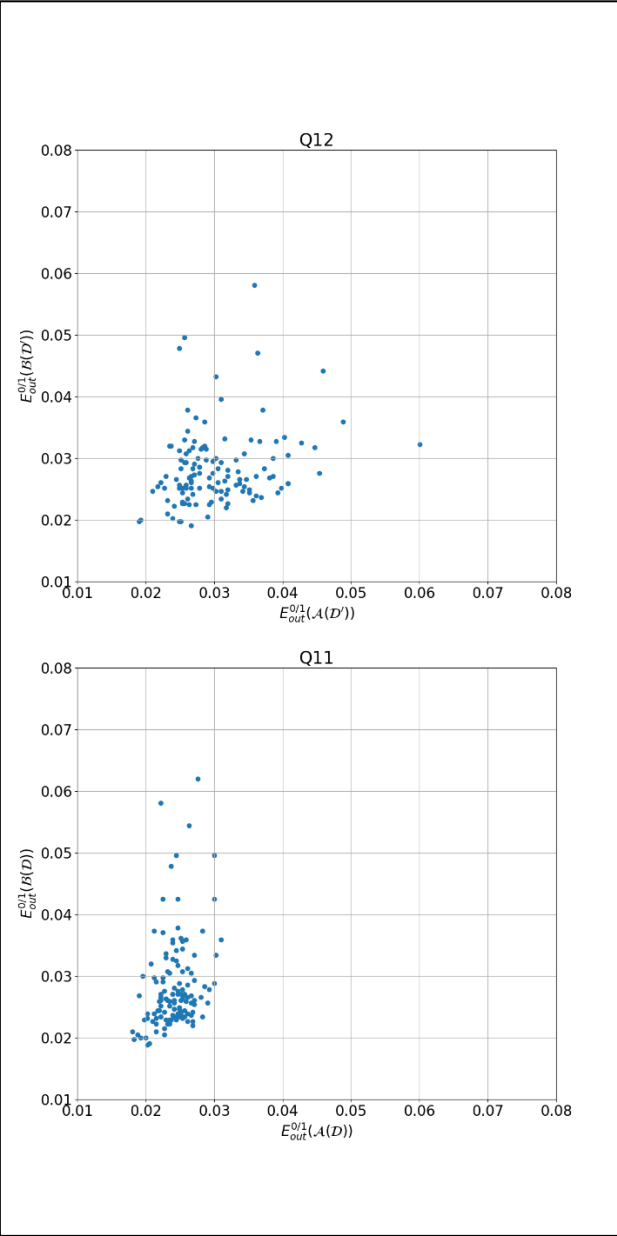
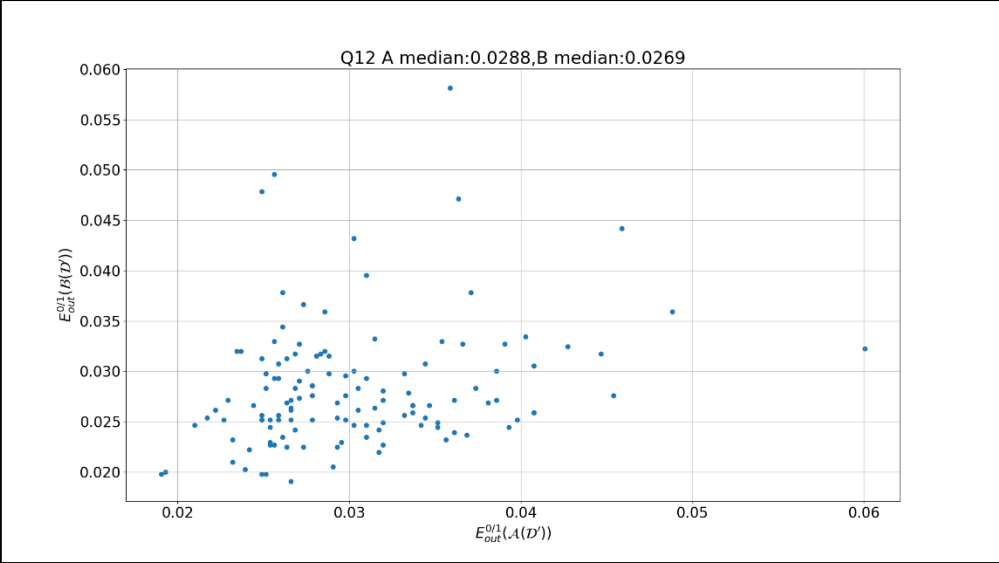
左邊是訓練資料，右邊是測試資料。

我覺得這應該是尚未找到最佳的權重所導致，於是我將訓練的次數從 500 調整到 5000， $\eta = 0.1$  保持不變，訓練跟測試的結果分別如下：

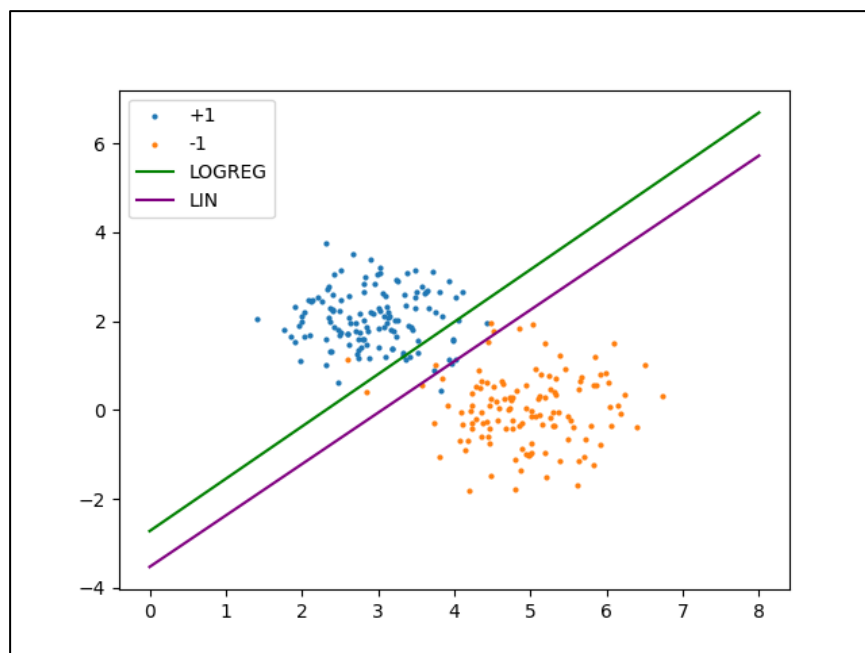


確實印證了我的猜測。所以我重新做了第 11 題跟第 12 題的模擬，將訓練次數改成 5000 次，得到如下的圖形：

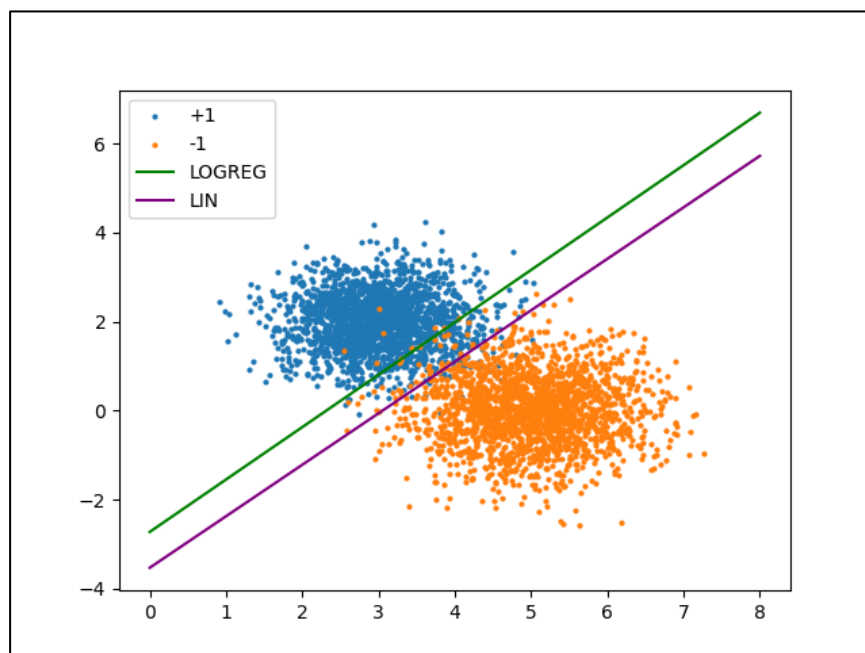




但是依舊發現 logistic regression 在加入 outlier 前就已經有許多點的錯誤率容易比 linear regression 來的大了，所以應該只是剛好那個錯誤率大於 0.5 的點沒有學好而已。所以接著我再從尚未加入 outlier 的資料找出一個錯誤率大於 0.05 的資料出來，發現他的圖長的如下：



可以發現在訓練資料中，綠色線雖然跟紫色線有點距離，但是他好像也能不錯的分開兩種點。這時再看測試資料：



會發現綠色線雖然在訓練資料中看起來還不錯，但是到了測試資料就有過多的點判斷錯誤了。

也就是說 logistic regression 在加入 outlier 前的錯誤率比較高，是訓練的結果，而不是訓練不夠。

那現在問題就變成為何 logistic regression 在訓練資料中會得到跟 linear regression 如此不同的權重。我認為主要是  $E_{in}$  的不同所導致，logistic regression 尋求的是最大化 Likelihood，或者說要最小化：

$$\frac{1}{N} \sum_{n=1}^N -\ln(\theta(y_n \mathbf{w}^T \mathbf{x}_n))$$

其中的  $y_n \mathbf{w}^T \mathbf{x}_n$  是未標準化的與超平面的距離，這個距離會再代入 logistic function 投射到 0 到 1 的範圍，再取 log，全部加起來取負號。此時先來看 linear regression 要最小化的  $E_{in}$ ：

$$\frac{1}{N} \sum_{n=1}^N (\mathbf{w}^T \mathbf{x}_n - y_n)^2$$

這裡我讓括弧內上下同乘  $y_n$ ：

$$\frac{1}{N} \sum_{n=1}^N \left( \frac{y_n \mathbf{w}^T \mathbf{x}_n - y_n^2}{y_n} \right)^2 = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N (y_n \mathbf{w}^T \mathbf{x}_n - 1)^2$$

一樣可以看到「未標準化的與超平面的距離」的身影

- logistic regression 會去最大化  $\frac{1}{N} \sum_{n=1}^N \ln(\theta(y_n \mathbf{w}^T \mathbf{x}_n))$ ，也就是說他除了要求點要分對 ( $\theta(y_n \mathbf{w}^T \mathbf{x}_n)$  的值大於 0.5)，也會傾向於讓  $\theta(y_n \mathbf{w}^T \mathbf{x}_n)$  值越大越好，換句話說就是比較喜歡讓分對的點離超平面更遠一些。
- linear regression 則是追求各個點到超平面之間的距離減 1 後的平方總和越小越好。

對於同樣的一組訓練資料，logistic regression 比較偏好讓分對的點離超平面更遠一些的權重，而 linear regression 則是偏好讓分對的點離超平面(到某個位置)更近一些的權重；但是由於今天資料產生的方式是選取兩個中心點，以該中心向外輻射的常態分布，而 logistic regression 的選取方式使他容易受訓練資料的分佈影響，因而偏向其中一個中心，所以才會在測試資料中有較差的表現。



## ● Bonus

### 13. internal linear regression

令第 6 題的  $\mathbf{D}$  矩陣中的  $y_i \mathbf{w}^T \mathbf{x}_i = z_i$ ，可以得到：

$$\mathbf{D} = \begin{bmatrix} \theta(\mathbf{z}_1)\theta(-\mathbf{z}_1) & \cdots & 0 \\ \vdots & \theta(\mathbf{z}_i)\theta(-\mathbf{z}_i) & \vdots \\ 0 & \cdots & \theta(\mathbf{z}_N)\theta(-\mathbf{z}_N) \end{bmatrix}$$

由於要將  $\mathbf{X}^T \mathbf{D} \mathbf{X}$  轉成  $\tilde{\mathbf{X}}^T \tilde{\mathbf{X}}$  的形式，加上  $\mathbf{D}$  又是正定對角矩陣，所以我們可以直接給  $\mathbf{D}$  開根號：

$$\mathbf{D}^{\frac{1}{2}} = \begin{bmatrix} \sqrt{\theta(\mathbf{z}_1)\theta(-\mathbf{z}_1)} & \cdots & 0 \\ \vdots & \sqrt{\theta(\mathbf{z}_i)\theta(-\mathbf{z}_i)} & \vdots \\ 0 & \cdots & \sqrt{\theta(\mathbf{z}_N)\theta(-\mathbf{z}_N)} \end{bmatrix}$$

所以可以知道

$$\tilde{\mathbf{X}}^T = \mathbf{X}^T \mathbf{D}^{\frac{1}{2}} = \begin{bmatrix} \vdots & \cdots & \vdots \\ \mathbf{x}_1 \sqrt{\theta(\mathbf{z}_1)\theta(-\mathbf{z}_1)} & \cdots & \mathbf{x}_N \sqrt{\theta(\mathbf{z}_N)\theta(-\mathbf{z}_N)} \\ \vdots & \cdots & \vdots \end{bmatrix}$$

接著處理  $-\nabla E_{in}(\mathbf{w}_t)$ ，他應該要長得像下面兩個矩陣乘積後的結果：

$$\begin{bmatrix} \vdots & \cdots & \vdots \\ \mathbf{x}_1 & \cdots & \mathbf{x}_N \\ \vdots & \cdots & \vdots \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \theta(-\mathbf{z}_1)y_1 \\ \vdots \\ \theta(-\mathbf{z}_N)y_N \end{bmatrix}$$

$\frac{1}{N}$  拿掉的理由一樣是因為移項的時候可以消掉。

而  $-\nabla E_{in}(\mathbf{w}_t)$  所對應的形式為  $\tilde{\mathbf{X}}^T \tilde{\mathbf{y}}$ ，所以我們可以知道  $\tilde{\mathbf{X}}^T \tilde{\mathbf{y}}$  這兩個矩陣的乘積應該要長的像下面這樣：

$$\begin{bmatrix} \vdots & \cdots & \vdots \\ \mathbf{x}_1 \sqrt{\theta(\mathbf{z}_1)\theta(-\mathbf{z}_1)} & \cdots & \mathbf{x}_N \sqrt{\theta(\mathbf{z}_N)\theta(-\mathbf{z}_N)} \\ \vdots & \cdots & \vdots \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \frac{\theta(-\mathbf{z}_1)y_1}{\sqrt{\theta(\mathbf{z}_1)\theta(-\mathbf{z}_1)}} \\ \vdots \\ \frac{\theta(-\mathbf{z}_N)y_N}{\sqrt{\theta(\mathbf{z}_N)\theta(-\mathbf{z}_N)}} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \vdots & \cdots & \vdots \\ \mathbf{x}_1 & \cdots & \mathbf{x}_N \\ \vdots & \cdots & \vdots \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \theta(-\mathbf{z}_1)y_1 \\ \vdots \\ \theta(-\mathbf{z}_N)y_N \end{bmatrix}$$

所以可以知道  $\tilde{\mathbf{y}}$  的長相：

$$\tilde{\mathbf{y}} = \begin{bmatrix} \frac{\theta(-\mathbf{z}_1)y_1}{\sqrt{\theta(\mathbf{z}_1)\theta(-\mathbf{z}_1)}} \\ \vdots \\ \frac{\theta(-\mathbf{z}_N)y_1}{\sqrt{\theta(\mathbf{z}_N)\theta(-\mathbf{z}_N)}} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} y_1 \sqrt{\frac{\theta(-\mathbf{z}_1)}{\theta(\mathbf{z}_1)}} \\ \vdots \\ y_N \sqrt{\frac{\theta(-\mathbf{z}_N)}{\theta(\mathbf{z}_N)}} \end{bmatrix}$$