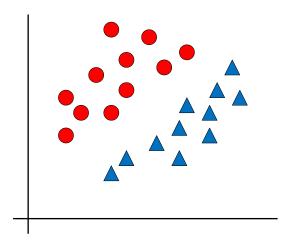
Logistic Regression

Jeonghun Yoon

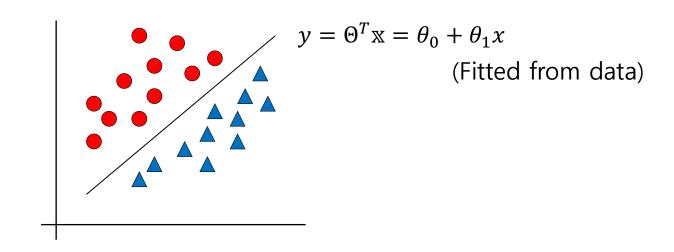
Intro

Question : 2개의 cluster로 나누고 싶다. How?



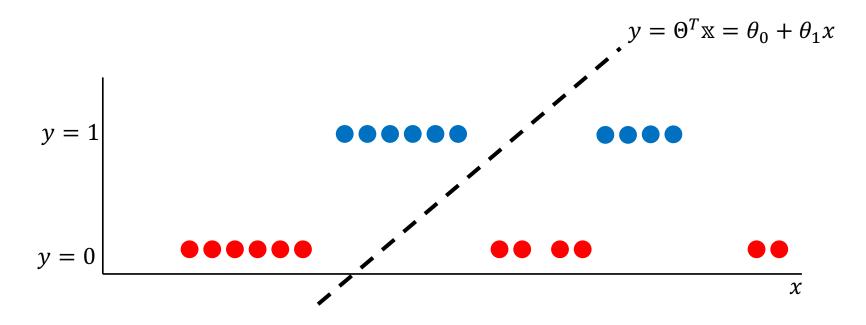
Intro

그렇다면, 우리는 GLM(Generalized Linear Models), 즉 선형모델을 classification 에 사용할 수 있을까?



Intro

Classification 에서는 y가 연속 값을 갖는 것이 아니고 불연속의 값을 갖는다. Binary classification일 경우를 살펴보자.



- $y \in \{0,1\}$ 인데 $\Theta^T \times Y$ 1보다 크거나, 0보다 작은 수를 가지게 될 수 있다.
- x의 값이 증가 할수록 에러의 크기도 증가하고 있다. (선형회귀분석의 가정에 어긋난다.)

Motivation

 $y = \theta_0 + \theta_1 x_1 + \theta_2 x_2 + \dots + \theta_n x_n$ 과 같은 선형 모델의 장점은 특성 x_i 가 y에 미치는 영향을 설명하기 쉽다는 것이다.

그렇다면, GLM_{선형모델}을 이진 분류(binary classification)에 사용할 방법은 없을까?

$$\theta_0 + \theta_1 x_1 + \theta_2 x_2 + \dots + \theta_n x_n = y$$
 $y = \begin{cases} 0 \\ 1 \end{cases}$

이렇게 maping rule을 바꾸면 어떨까?

$$\theta_0 + \theta_1 x_1 + \theta_2 x_2 + \dots + \theta_n x_n = p$$
 $p = \begin{cases} 0$ 에 속할 확률 1에 속할 확률

Motivation

 Θ^T x의 값을 0 또는 1로 바로 사용하지 않고, 0 또는 1에 속할 **확률**을 나타내는 값으로 mapping 한다. 단 이 확률 값은 0과 1사이의 값이 아닌 $-\infty,\infty$ 사이의 값이다. 이것을 위해 다음 개념을 사용한다.

- Odds_{오조} : 성공(1)과 실패(0)의 비율. $Odds(Y = 1) = \frac{p}{1-p}$
- Logit_{로짓} (Log odds_{로그 오즈}): $-\infty\sim\infty$ 의 범위에서 어떤 클래스에 속할 확률을 결정하는 함수

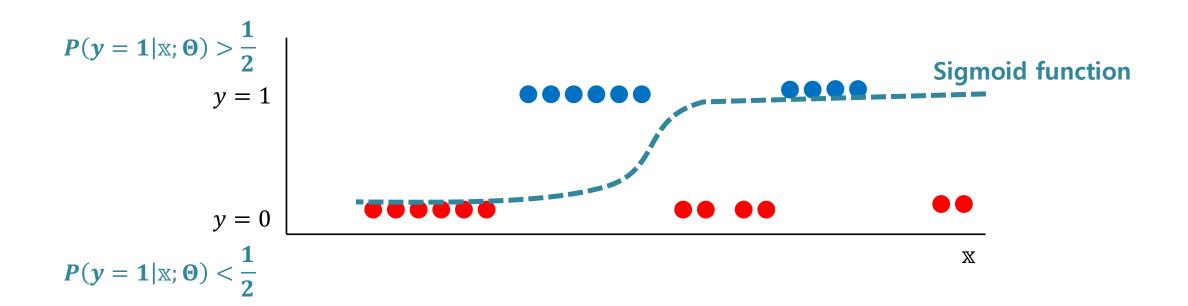
Rule of mapping : $\log \frac{p}{1-p} = \Theta^T x$

- 여기서 p는 label 값이 1이 될 확률을 의미한다. $\log \frac{p}{1-p} > 0$ 이면 1로 분류하고, $\log \frac{p}{1-p} < 0$ 이면 0으로 분류한다.
- 사실 다른 mapping 도 존재하지만 logit(log odds)을 사용하는 것이 가장 보편적인 방법이다.

따라서, $p(y = 1|x; \Theta) = \frac{1}{1+e^{-(\Theta^T x)}}$ 로 식을 다시 쓸 수 있고,

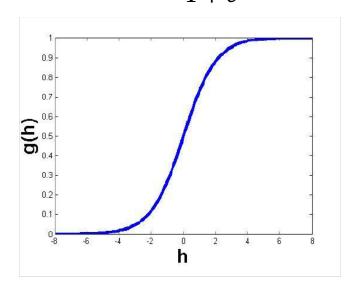
- $p(y=1|x; \Theta) > \frac{1}{2}$ 이면 1로 분류하고
- $p(y=1|x; \Theta) < \frac{1}{2}$ 이면 0으로 분류한다.

Logistic Regression



Sigmoid Function

$$g(h) = \frac{1}{1 + e^{-t}} \quad 0 \le g(h) \le 1$$



$$P(y = 1 | \mathbf{x}; \Theta) = w_{\Theta}(\mathbf{x}) = g(\Theta^T \mathbf{x}) = \frac{1}{1 + e^{-\Theta^T \mathbf{x}}}$$
$$P(y = 0 | \mathbf{x}; \Theta) = 1 - w_{\Theta}(\mathbf{x}) = 1 - g(\Theta^T \mathbf{x}) = \frac{e^{-\Theta^T \mathbf{x}}}{1 + e^{-\Theta^T \mathbf{x}}}$$

Coefficient for Logistic Regression

로지스틱 회귀의 계수를 해석하기 위해서는 odds ratio_{오즈비}를 알아야 한다.

$$odds \ ratio = \frac{odds(Y = 1|X = 1)}{odds(Y = 1|X = 0)}$$

- 이진 요인 변수 X에 대하여, 요인 X가 존재할 때 Y = 1인 odds와 요인 X가 존재하지 않을 때 Y = 1인 odds 를 비교한 비율
- 로지스틱 회귀분석에서 계수 θ_i 는 x_i 에 대한 odds ratio의 로그 값이다. $(\log \frac{p}{1-p} = \Theta^T \mathbb{X}$ 임을 기억)

$$\frac{1}{1 + \exp(-(\theta_1 x_1 + \theta_2 x_2 + \theta_3 x_3 + \dots + \theta_n x_n))}$$

$$\log \frac{odds(Y=1|X=1)}{odds(Y=1|X=0)} \quad \left\{ \begin{array}{l} \bullet \quad (x_i \text{가 있을 때의 } \log \frac{p}{1-p}) - (x_i \text{가 없을 때의 } \log \frac{p}{1-p}) \\ \bullet \quad \log a - \log b = \log \frac{a}{b} \end{array} \right.$$

Training

그러면, 회귀 식

$$P(y = 1 | \mathbf{x}; \Theta) = w_{\Theta}(\mathbf{x}) = g(\Theta^T \mathbf{x}) = \frac{1}{1 + e^{-\Theta^T \mathbf{x}}}$$

어떻게 구할까?

즉, 회귀 식의 모수(parameter)를 어떻게 구할까?



Maximum Likelihood Estimator (M.L.E.)

①
$$P(y = 1 | \mathbf{x}; \Theta) = w_{\Theta}(\mathbf{x})$$

② $P(y = 0 | \mathbf{x}; \Theta) = 1 - w_{\Theta}(\mathbf{x})$
③ $w_{\Theta}(\mathbf{x}) = \frac{1}{1 + e^{-\Theta^T \mathbf{x}}}$

$$p(y | \mathbf{x}; \Theta) = (w_{\Theta}(\mathbf{x}))^y (1 - w_{\Theta}(\mathbf{x}))^{1-y}$$

$$\mathbf{x} = (x_1, \dots, x_n)^T \in \mathbb{R}^n, \quad \Theta = (\theta_0, \theta_1, \dots, \theta_n),$$

training data points $X=(\mathbf{x}_1,...,\mathbf{x}_m)$ 과 각 data points에 대응하는 label

 $Y = (y_1, ..., y_m)$ 이 주어졌을 때, likelihood를 구하는 공식은 아래와 같다. 단 $y_i \in \{0,1\}$

$$L(\Theta) = p(Y|X;\Theta) = p(y_1, ..., y_m \mid x_1, ..., x_m; \theta_0, ..., \theta_m)$$

$$= \prod_{i=1}^m p(y_i | x_i; \Theta)$$

$$= \prod_{i=1}^m (w_{\Theta}(x_i))^{y_i} (1 - w_{\Theta}(x_i))^{1-y_i}$$

우리는, $L(\Theta)$ 를 최대값이 나오도록 하는 모수 Θ 를 찾는 것이 목표이다.

즉, Maximum Likelihood Estimate는

$$\Theta = \arg \max_{\Theta} L(\Theta)$$

$$= \arg \max_{\theta} \prod_{i=1}^{m} (w_{\Theta}(\mathbf{x}_{i}))^{y_{i}} (1 - w_{\Theta}(\mathbf{x}_{i}))^{1 - y_{i}}$$

유도 된 MLE식을 풀기 위해서 log를 사용한다.

•
$$P(y = 1 | \mathbf{x}; \Theta) = w_{\Theta}(\mathbf{x}) = \frac{1}{1 + e^{-\Theta^T \mathbf{x}}} = \frac{e^{\Theta^T \mathbf{x}}}{1 + e^{\Theta^T \mathbf{x}}}$$

•
$$P(y = 0 | \mathbf{x}; \Theta) = 1 - w_{\Theta}(\mathbf{x}) = \frac{e^{-\Theta^{T}\mathbf{x}}}{1 + e^{-\Theta^{T}\mathbf{x}}} = \frac{1}{1 + e^{\Theta^{T}\mathbf{x}}}$$

 $l(\Theta)$

$$= logL(\Theta)$$

$$= \sum_{i=1}^{m} \{ y_i \log w_{\Theta}(\mathbf{x}_i) + (1 - y_i) \log(1 - w_{\Theta}(\mathbf{x}_i)) \}$$

$$= \sum_{i=1}^{m} \left\{ y_i \log \frac{w_{\Theta}(\mathbf{x}_i)}{(1 - w_{\Theta}(\mathbf{x}_i))} + \log(1 - w_{\Theta}(\mathbf{x}_i)) \right\}$$

$$= \sum_{i=1}^{m} \left\{ y_i \Theta^T \mathbf{x}_i - \log(1 + e^{\Theta^T \mathbf{x}_i}) \right\}$$

Concave 함수의 성질에 의하여 $l(\Theta)$ 는 극대 값을 갖는다.

MLE의 극대 값을 구하기 위하여 gradient ascent를 사용할 것이다. $l(\Theta)$ 를 θ_i 에 관하여 미분한 식을 구하자.

$$\bullet \quad \mathbb{x}_i = \left(x_1^{(i)}, \dots, x_n^{(i)}\right)^T \in \mathbb{R}^n, \quad \Theta = (\theta_0, \theta_1, \dots, \theta_n)$$

$$\begin{split} & \frac{\partial}{\partial \theta_{j}} l(\Theta) \\ &= \sum_{i=1}^{m} \{ y_{i} x_{j}^{(i)} - \frac{e^{\Theta^{T} x_{i}}}{\left(1 + e^{\Theta^{T} x_{i}} \right)} x_{j}^{(i)} \} \\ &= \sum_{i=1}^{m} \{ y_{i} x_{j}^{(i)} - P(y_{i} = 1 | \mathbf{x}_{i}; \Theta) x_{j}^{(i)} \} \\ &= \sum_{i=1}^{m} x_{j}^{(i)} \{ y_{i} - P(y_{i} = 1 | \mathbf{x}_{i}; \Theta) \} \end{split}$$

Gradient ascent 공식에 의하여, $\theta_j = \theta_j + \alpha \frac{\partial}{\partial \theta_j} l(\Theta)$

$$\frac{\partial}{\partial \theta_j} l(\Theta) = \sum_{i=1}^m \left\{ y_i x_j^{(i)} - \frac{e^{\Theta^T \mathbf{x}_i}}{\left(1 + e^{\Theta^T \mathbf{x}_i}\right)} x_j^{(i)} \right\} = \sum_{i=1}^m x_j^{(i)} \{ y_i - \hat{P}(y_i = 1 | \mathbf{x}_i; \Theta) \}$$
Prediction error

• Prediction error : 관찰 된 y_i 와, y_i 의 예측 된 확률의 차이

1. α 를 선택한다.

2. $\Theta = (\theta_0, \theta_1, ..., \theta_n)$ 의 적당한 초기 값을 설정한다.

3. 모든
$$j$$
에 대하여, $\theta_j \leftarrow \theta_j + \alpha \frac{\partial}{\partial \theta_j} l(\Theta) = \theta_j + \alpha \sum_{i=1}^m x_j^{(i)} \{y_i - P(y_i = 1 | \mathbf{x}_i; \Theta)\}$

4. if, 모든 j에 대하여 $\sum_{i=1}^{m} x_{j}^{(i)} \{y_{i} - P(y_{i} = 1 | \mathbf{x}_{i}; \Theta)\}$ 의 값의 변화가 없으면 멈춘다. otherwise, 3번으로 간다.

Maximum A Priori Estimator

우리는 과적합(overfitting)을 방지하기 위하여 MLE 대신에 MAP를 사용한다. 즉, Penalized log likelihood function을 이용하여 Θ의 큰(large)값에 제약을 주는 것이다.

MLE:
$$\Theta = \arg \max_{\Theta} L(\Theta) = \arg \max_{\Theta} \prod_{i=1}^{m} p(y_i | \mathbf{x}_i; \Theta)$$

MAP:
$$\Theta = \arg \max_{\Theta} L(\Theta) p(\Theta) = \arg \max_{\Theta} \prod_{i=1}^{m} p(y_i | \mathbf{x}_i; \Theta) p(\Theta)$$

$$\mathsf{MLE}(\mathsf{log}) : \Theta = \arg\max_{\Theta} \sum_{i} \log p(y_i | \mathbf{x}_i; \Theta)$$

MAP(log):
$$\Theta = \arg \max_{\Theta} \sum_{i} \log p(y_i | \mathbf{x}_i; \Theta) + \log p(\Theta)$$

Maximum Apriori Estimator

 $p(\Theta)$ 는 여러 가지 분포가 사용될 수 있으나, $\theta_i \sim N(0, \sigma^2)$ 를 사용하자.

사전 분포를 $f = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp\left\{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right\}$ 라하면 MAP estimate는,

$$l_{MAP}(\Theta) = log L_{MAP}(\Theta) = \sum_{i=1}^{m} \left\{ y_i \Theta^T \mathbf{x}_i - \log(1 + e^{\Theta^T \mathbf{x}_i}) \right\} - \sum_{j=1}^{m} \frac{\theta_j^2}{2\sigma^2}$$

Gradient ascent는,

$$\theta_j \leftarrow \theta_j + \alpha \frac{\partial}{\partial \theta_j} l_{MAP}(\Theta) = \theta_j + \alpha \sum_{i=1}^m x_j^{(i)} \{ y_i - P(y_i = 1 | \mathbf{x}_i; \Theta) \} - \alpha \frac{\theta_j}{\sigma^2}$$

Logistic Regression을 regularize하는 방법은 이 외에도 다양하다.

Multiple class Logistic Regression

Class의 개수가 2보다 클 경우, 즉 Y가 $\{y_1, ..., y_n\}$ 의 값을 가질 경우의 logistic regression은

•
$$P(Y = y_k | \mathbf{x}; \Theta) = \frac{\exp(\theta_{k0} + \sum_{i=1}^n \theta_{ki} X_i)}{1 + \sum_{j=1}^{K-1} \exp(\theta_{j0} + \sum_{i=1}^n \theta_{ji} X_i)}$$

•
$$P(Y = y_k | \mathbf{x}; \Theta) = \frac{1}{1 + \sum_{j=1}^{K-1} \exp(\theta_{j0} + \sum_{i=1}^{n} \theta_{ji} X_i)}$$

Gradient ascent는

• $\theta_{ji} \leftarrow \theta_{ji} + \alpha \sum_{i=1}^m x_j^{(i)} \{\delta(y_i = j) - P(y_i = j | \mathbf{x}_i; \Theta)\}$ where $\delta(y_i = j) : y_i = j$ 이면 1, 그렇지 않으면 0