Bayes' Rule

likelihood (사전 확률)
$$p(\theta|\mathbf{x}) = \frac{p(\mathbf{x}|\theta)p(\theta)}{\sum p(\mathbf{x}|\theta)p(\theta)}$$
 posteriori (사후 확률)

사후 확률 : 관찰 값들이 관찰 된 후에 모수(parameter)의 발생 확률을 구한다.

사전 확률 : 관찰 값들이 관찰 되기 전에 모수의 발생 확률을 구한다.

우도 값 : 모수의 값이 주어졌을 때 관찰 값들이 발생할 확률

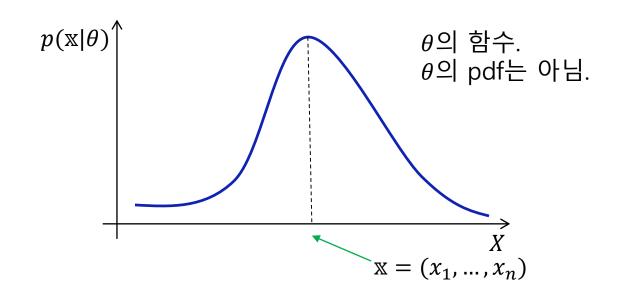
Maximum Likelihood Estimate

$$\mathbf{x} = (x_1, ..., x_n)$$

우도(likelihood)는 다음과 같이 정의 된다.

$$\mathcal{L}(\boldsymbol{\theta}) = \boldsymbol{p}(\mathbf{x}|\boldsymbol{\theta})$$

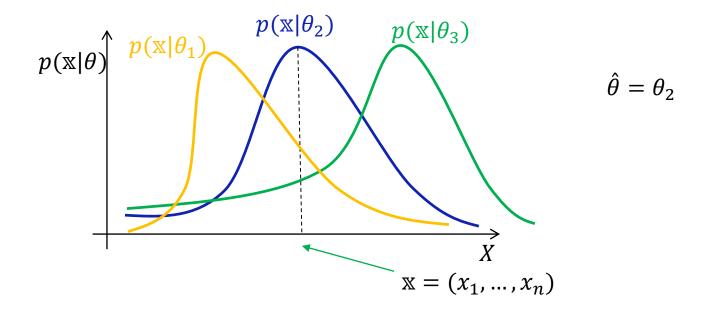
변수(parameter) θ 가 주어졌을 때, data set $x = (x_1, ..., x_n)$ (관찰 된, observed) 를 얻을 수 있는(obtaining) 확률



Maximum Likelihood Estimate는 다음과 같이 정의 된다.

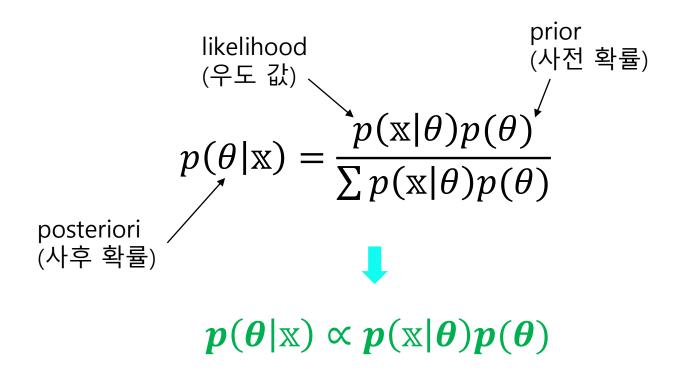
$$\hat{\boldsymbol{\theta}} = \arg \max_{\boldsymbol{\theta}} \mathcal{L}(\boldsymbol{\theta}) = \arg \max_{\boldsymbol{\theta}} p(\mathbf{x}|\boldsymbol{\theta})$$

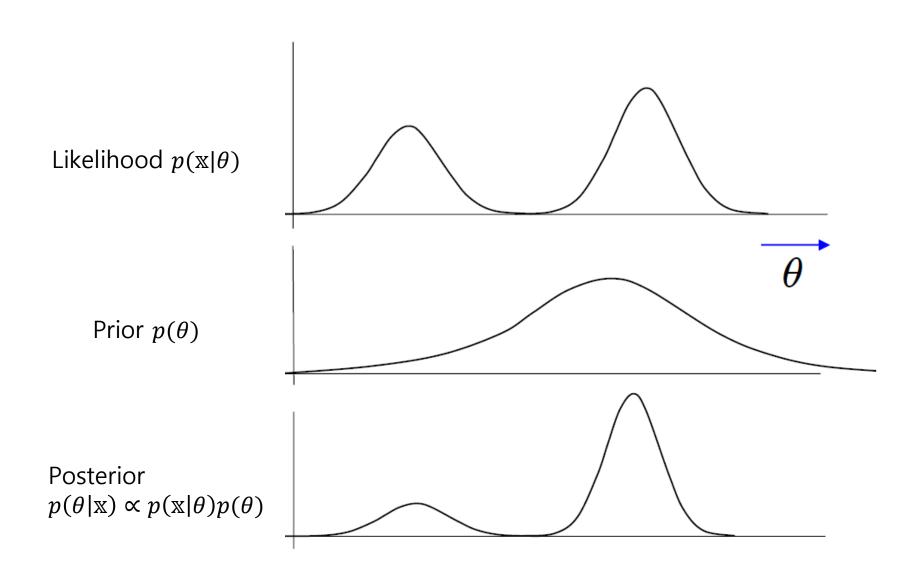
<u>관찰 된 data set $x = (x_1, ..., x_n)$ 을 얻을 수 있는 확률이 가장 큰 θ 가 MLE이다.</u>

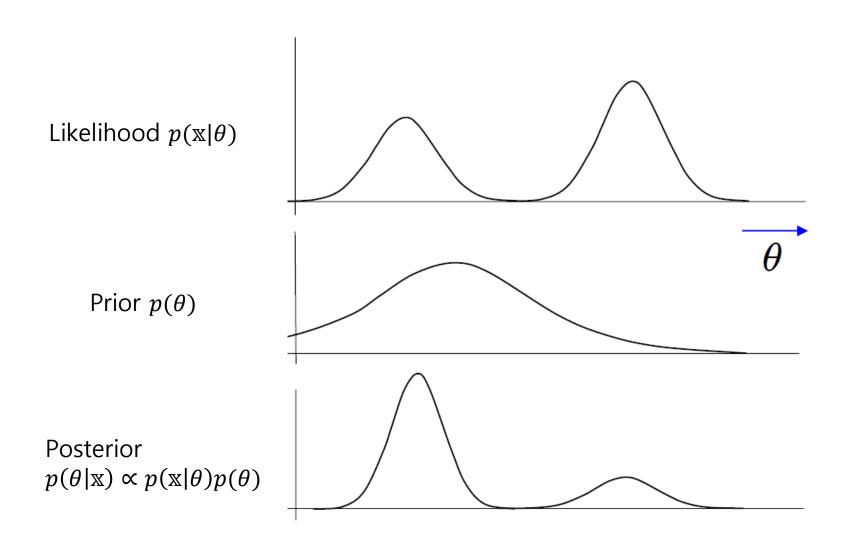


Maximum A Posteriori Estimate

우리가 likelihood function $p(x|\theta)$ 와 prior $p(\theta)$ 를 알 때, Bayes rule에 의하여 posteriori function의 값을 구할 수 있다.





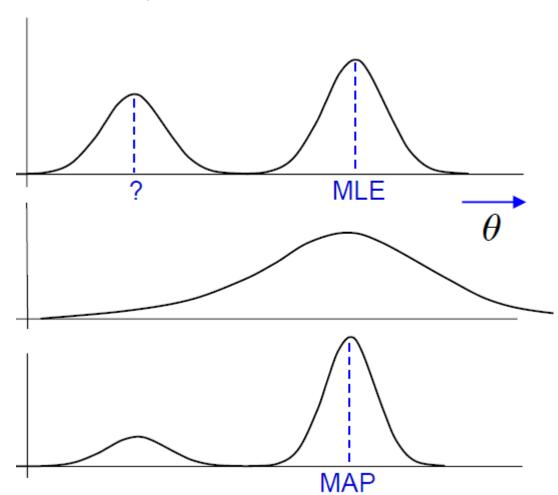




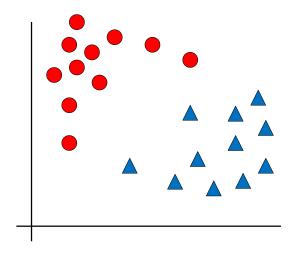
Likelihood $p(x|\theta)$

Prior $p(\theta)$

Posterior $p(\theta|\mathbf{x}) \propto p(\mathbf{x}|\theta)p(\theta)$



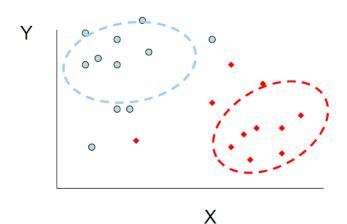
Question: 2개의 cluster로 나누고 싶다. How?



Generative Classifier

Training set을 이용하여, 군집(cluster) 전체의 모델을 찾기 원한다. 우리는 군집(cluster)의 확률 모델을 알고 있기 때문에, P(X|Y), P(Y) 새로운 데이터가 들어올 경우, 군집의 확률 모델을 다시 만들 수 있다. P(Y|X) Generative Training set으로 부터 P(X|Y), P(Y)를 바로 추정한다. 대표적인 예는 Naive Bayes classifier 이다.

Generative model



Discriminative Classifier

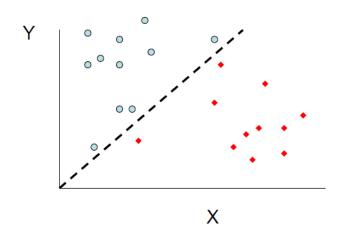
Training set을 이용하여, 군집을 나누어 줄 수 있는 경계선을 찾길 원한다.

Clusters를 구별할 수 있는 boundary(경계)에 있는 data가 중요하다.

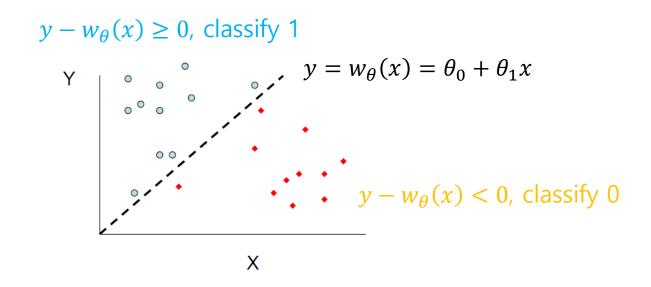
Training set으로 부터 P(Y|X)를 바로 추정한다.

가장 대표적인 예는 SVM, Logistic Classifier이다.

Discriminative model



그렇다면, 우리는 선형 회귀 분석을 classification에 사용할 수 있을까?

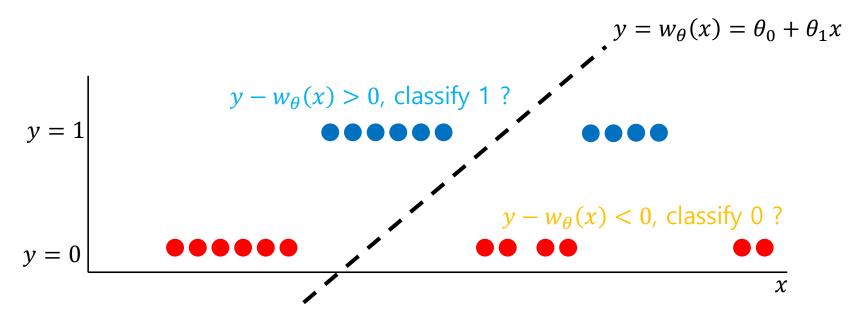


위의 점 선을, training set을 통해 도출된 회귀 선이라고 할 때, 분류(classification)가 가능해 보인다.

몇 몇의 경우(in some cases), <u>linear regression을 적당한 경계 (appropriate boundary)를</u> <u>결정하는 것에 사용</u>할 수 있다. 즉, 분류(classification)이 가능하다.

하지만, 이 경우는?

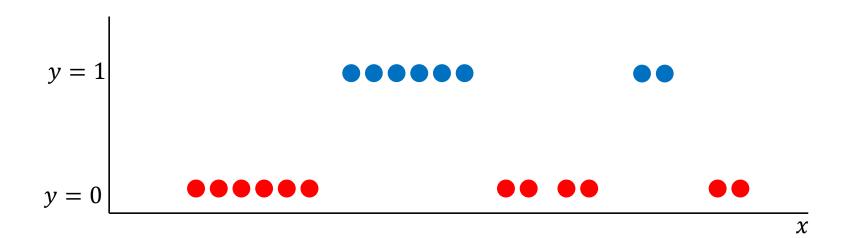
y가 연속 값을 갖는 것이 아니고 불연속의 값, 즉 cluster의 index를 가질 때

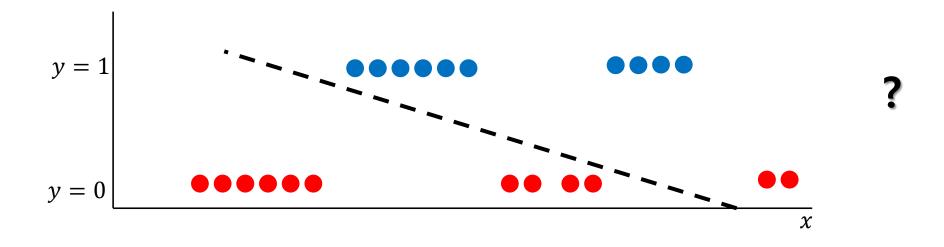


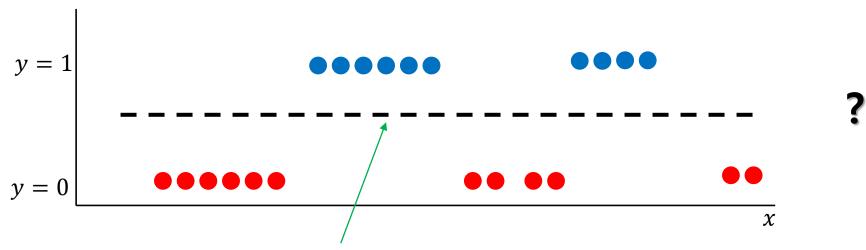
- 이런 경우는, 분류(classification)가 어렵다.
- $y \in \{0,1\}$ 인데 $w_{\theta}(x)$ 가 1보다 크거나, 0보다 작은 수를 가지게 될 수 있다.
- → 결정 경계로 사용 할 수도 없고, data set을 fitting 하지도 않는다.

Motivation)

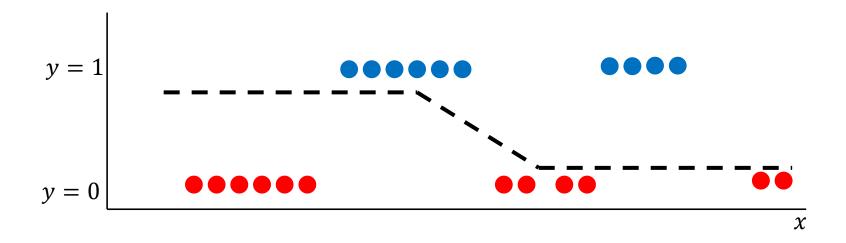
그렇다면, 이와 같은 data set 의 분류(classification)에 사용 될 수 있는 Regression은 없을까?

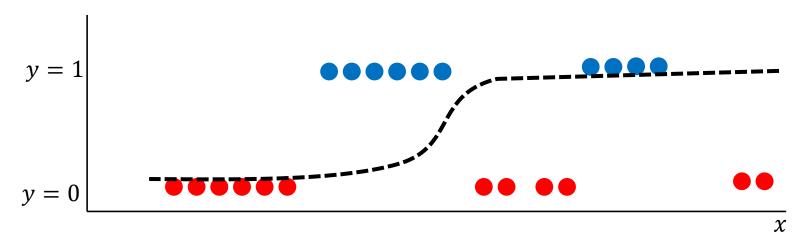




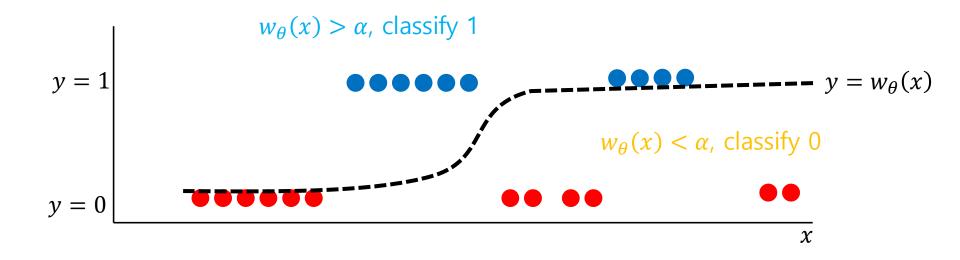


 $y = \theta$ 라는 식이 나온다. x의 값에 상관없이 y의 값이 고정되어 있으므로, 새로운 input x에 대한 y의 예측 값을 구할 수 없다.





이러한 함수가 있으면 얼마나 좋을까? <u>위와 같이 fitting 되는 회귀 식은 없나?</u>

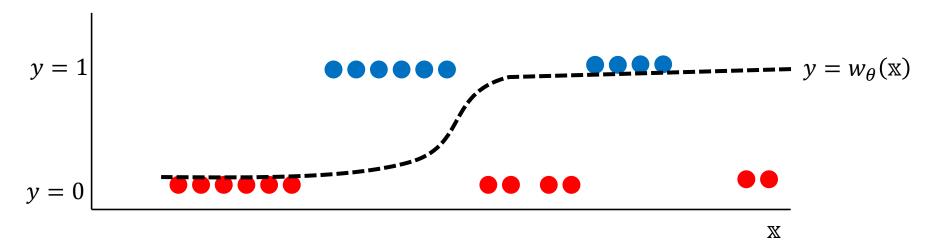


이렇게만 된 다면, discriminative classifier로 regression을 사용할 수 있다.

우리에게 필요한 함수는,

x의 값의 음의 무한대의 방향으로 가게 되면 함수는 1의 값에 가까이 가게 되고 x의 값의 음의 무한대의 방향으로 가게 되면 함수는 0의 값에 가까이 가게 된다.

즉, **Sigmoid 함수**가 대표적이다. (나중에 자세히 살펴보자.)



주의 사항 1)

선형 회귀 분석 처럼 경계선을 구할 수 있다. 여기서 사용 될 회귀 분석은 test set을 fitting하기 위함이다.

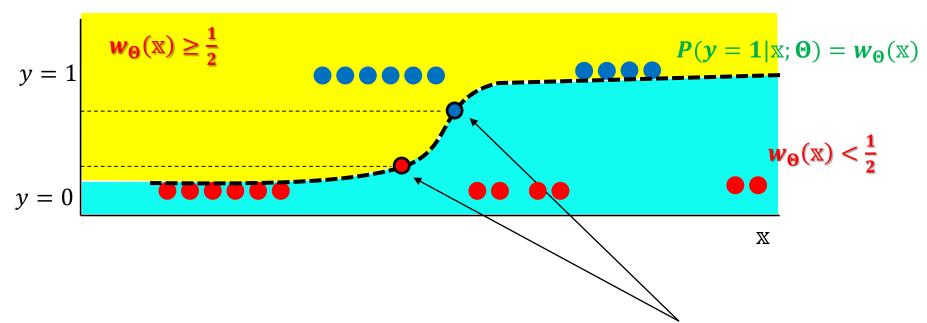
주의 사항 2)

선형 회귀 분석에서는 $w_{\theta}(x)$ 의 값을 y의 값으로 사용한다. 하지만, <u>우리는 $w_{\theta}(x)$ 의 값을 y의 값으로 바로 사용하지 않을 것이다.</u> 2가지의 assumption,

$$P(y = 1 | \mathbf{x}; \theta) = w_{\theta}(\mathbf{x})$$
$$P(y = 0 | \mathbf{x}; \theta) = 1 - w_{\theta}(\mathbf{x})$$

을 사용하여 $w_{\theta}(x)$ 의 값을 y=1 일 때의 조건부 확률로 바꿀 것이다.

 $p(y|x; \Theta)$: conditional probability of y given x under parameter $\Theta = (\theta_1, ..., \theta_n)$



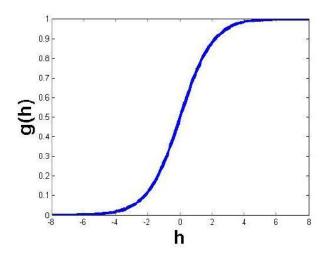
 $y = w_{\Theta}(x)$ 를 사용하여, y의 값을 class의 값으로 구하게 되면, 이 data points는 0과 1사이 값이 나오게 되어, class를 구하기가 불가능 해진다. (class의 값은 0, 1이다.)

그래서 $P(y = 1|x; \Theta) = w_{\Theta}(x)$ 를 사용한다. 이 data points의 $w_{\Theta}(x)$ 의 값을 가지고, data point가 class 1에 속하는지 class 0에 속하는지 판단하면 된다.

$$P(y = 1 | \mathbb{X}; \Theta) \ge P(y = 0 | \mathbb{X}; \Theta)$$
 : class 1로 분류 $\rightarrow w_{\Theta}(\mathbb{X}) \ge \frac{1}{2}$ $P(y = 1 | \mathbb{X}; \Theta) < P(y = 0 | \mathbb{X}; \Theta)$: class 0로 분류 $\rightarrow w_{\Theta}(\mathbb{X}) < \frac{1}{2}$

Sigmoid Function

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

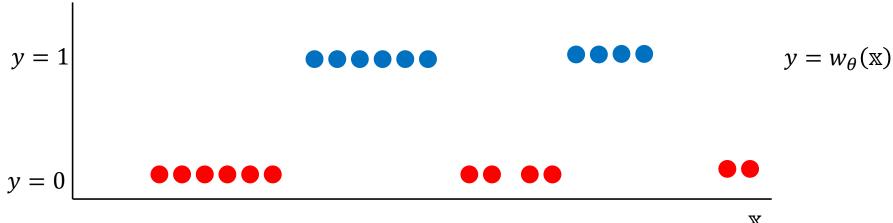


$$P(y = 1 | \mathbf{x}; \Theta) = w_{\Theta}(\mathbf{x}) = g(\Theta^T \mathbf{x}) = \frac{1}{1 + e^{-\Theta^T \mathbf{x}}}$$

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

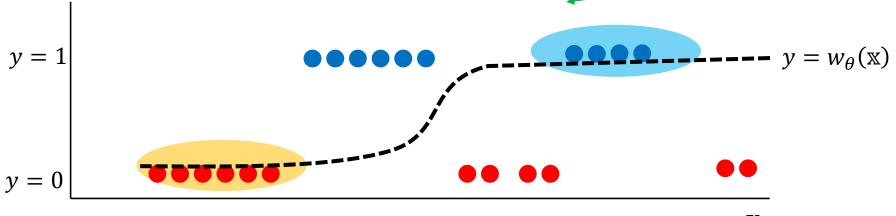
Algorithm

1 Training data points

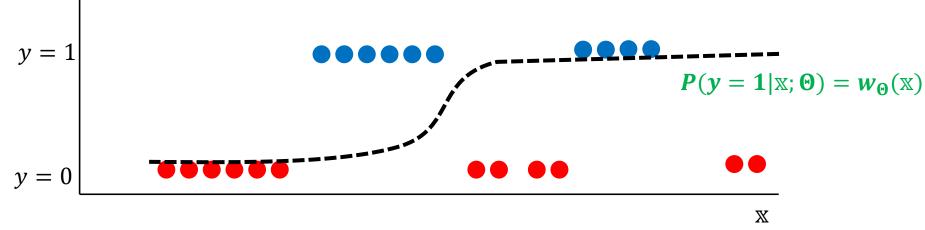


② Fit the data points into sigmoid function $y=w_{\Theta}(x)$.

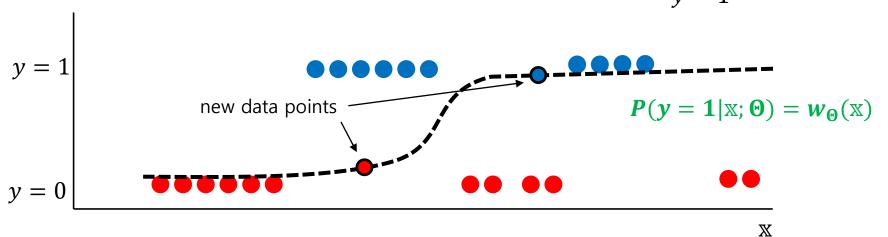
data points를 가장 잘 표현 할 수 있는 모수 $\theta_0,\theta_1,...,\theta_n$ 를 구한다.



3 If we get the $y = w_{\Theta}(x)$, then, let $w_{\Theta}(x) = P(y = 1|x; \Theta)$



④ A new data point x_n , if $w_{\Theta}(x_n) \ge 0.5$, x_n is class 1. Others x_n is class 0. v = 1



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

Question!

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

어떻게 구할까?

즉, <u>회귀 식의 모수(parameter)를 어떻게 구할까?</u>



Maximum Likelihood Estimator (M.L.E.)

Maximum Likelihood Estimator (M.L.E.)

Recall!

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

② $P(y = 0 | \mathbf{x}; \Theta) = 1 - w_{\Theta}(\mathbf{x})$
$$p(y | \mathbf{x}; \Theta) = (w_{\Theta}(\mathbf{x}))^{y} (1 - w_{\Theta}(\mathbf{x}))^{1-y}$$

③ $w_{\Theta}(\mathbf{x}) = \frac{1}{1 + e^{-\Theta^{T}\mathbf{x}}}$

$$\mathbf{x}=(x_1,...,x_n)^T\in R^n$$
, $\Theta=(\theta_0,\theta_1,...,\theta_n)$, training data points $X=(\mathbf{x}_1,...,\mathbf{x}_m)$ 과 각 data points에 대응하는 label $Y=(y_1,...,y_m)$ 이 주어졌을 때, **likelihood**를 구하는 공식은 아래와 같다. 단 $y_i\in\{0,1\}$

$$L(\mathbf{\Theta}) = p(Y|X;\mathbf{\Theta}) = p(y_1, ..., y_m \mid \mathbf{x}_1, ..., \mathbf{x}_m; \theta_0, ..., \theta_m)$$

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

$$= \prod_{i=1}^m (\mathbf{w}_{\mathbf{\Theta}}(\mathbf{x}_i))^{\mathbf{y}_i} (\mathbf{1} - \mathbf{w}_{\mathbf{\Theta}}(\mathbf{x}_i))^{\mathbf{1} - \mathbf{y}_i}$$

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

즉, Maximum Likelihood Estimate는

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

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

유도 된 MLE식을 풀기 위해서 log를 사용한다.

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

$$l(\Theta) = logL(\Theta)$$

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

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

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

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

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

$$\frac{\partial}{\partial \theta_{j}} l(\Theta) = \sum_{i=1}^{m} \{ y_{i} x_{j}^{(i)} - \frac{e^{\Theta^{T} x_{i}}}{(1 + e^{\Theta^{T} x_{i}})} x_{j}^{(i)} \}$$

$$= \sum_{i=1}^{m} \{ y_{i} x_{j}^{(i)} - P(y_{i} = 1 | x_{i}; \Theta) x_{j}^{(i)} \}$$

$$= \sum_{i=1}^{m} x_{j}^{(i)} \{ y_{i} - P(y_{i} = 1 | x_{i}; \Theta) \}$$

Gradient ascent 공식에 의하여,

$$\theta_j = \theta_j + \alpha \frac{\partial}{\partial \theta_j} l(\Theta)$$

where,

$$\begin{split} \frac{\partial}{\partial \theta_j} l(\Theta) &= \sum_{i=1}^m \{y_i x_j^{(i)} - \frac{e^{\Theta^T \mathbf{x}_i}}{\left(1 + e^{\Theta^T \mathbf{x}_i}\right)} x_j^{(i)} \} \\ &= \sum_{i=1}^m x_j^{(i)} \{\underline{y_i} - \hat{P}(y_i = 1 | \mathbf{x}_i; \Theta) \} \\ & \text{prediction error} : 관찰 된 y_i \mathfrak{P}, y_i \mathfrak{P} \text{ 예측 된 확률의 차이} \end{split}$$

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

Gradient Ascent Algorithm

- 1. α 를 선택한다.
- 2. $\Theta = (\theta_0, \theta_1, ..., \theta_n)$ 의 적당한 초기 값을 설정한다.

- 3. 모든 j에 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.

우리는 과적합(overfitting)을 방지하기 위하여 MLE 대신에 MAP를 사용한다.

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

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

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

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

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

그러면 MAP estimate는,

$$f = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp\left\{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right\}$$

 $l_{MAP}(\Theta) = log L_{MAP}(\Theta)$

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

극대 값을 찾아야 할 목적 함수

Gradient ascent ⊢

$$\theta_{j} \leftarrow \theta_{j} + \alpha \frac{\partial}{\partial \theta_{j}} l_{MAP}(\Theta) = \theta_{j} + \alpha \sum_{i=1}^{m} x_{j}^{(i)} \{ y_{i} - P(y_{i} = 1 | \mathbf{x}_{i}; \Theta) \} - \alpha \frac{\theta_{j}}{\sigma^{2}}$$

Logistic Regression을 regularize하는 방법은 이 외에도 다양하다.

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

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

$$P(Y = y_k | \mathbf{x}; \Theta) = \frac{1}{1 + \sum_{i=1}^{K-1} \exp(\theta_{i0} + \sum_{i=1}^{n} \theta_{ii} X_i)}$$

Gradient ascent는

$$\theta_{ji} \leftarrow \theta_{ji} + \alpha \sum_{i=1}^{m} x_j^{(i)} \{ \delta(y_i = j) - P(y_i = j | \mathbf{x}_i; \Theta) \}$$

 $\delta(y_i = j) : y_i = j$ 이면 1, 그렇지 않으면 0

Regularization

Logistic regression function을 추정하는데 있어서, <u>우리는 충분한 양의</u> data를 가지고 있지 못 할 수 있다.

충분한 양의 training data가 없다면, 좋은 회귀 함수를 추정하기 어렵다.

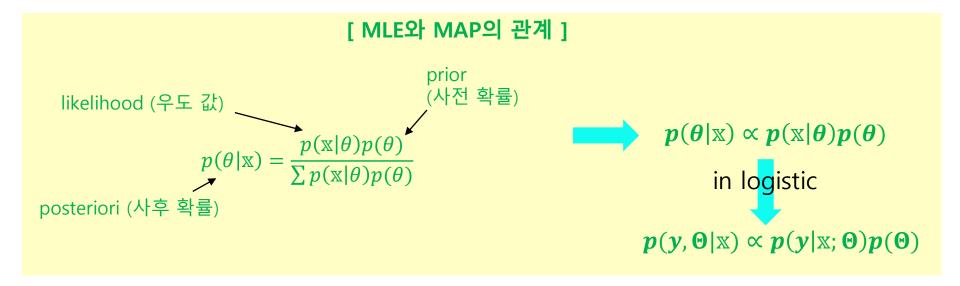
data points의 차원(dimensionality)가 높은데 training data가 희소(sparse)하면 'Overfitting(과적합)'의 문제가 발생한다. 훈련 데이터 집합은 전체 모집단이 가지고 있는 패턴들을 가지고 있을 수 있다. 또, 일부 누락할 수도 있다. 하지만 문제는 전체 모집단은 가지고 있지 않고, 훈련 데이터 집합만 가지고 있는 특징까지도 알고리즘이 학습(learning)을 한다는 것이다. 즉, 불필요한 것까지 학습해 버린다.

<u>이것을 극복하기 위하여, 우리가 추정하는(fitting) 모수(parameter)에</u> <u>추가적인 제약(constraint)를 준다.</u>이것을 'Regularization'이라고 한다.

Appendix 1

'Regularization'의 방법은 다양하다. 그 중의 하나는 <u>penalized log likelihood</u> function을 이용하는 것이다. 이것은 Θ 의 큰(large)값에 제약을 주는 것이다.

제약을 주는 방법은 우리가 사용한 MLE 대신에 MAP를 사용하는 것이다.



logistic regression에서는 우도 값과 사후 확률의 관계가 위와 같이 된다. 0를 추정하기 위하여, 우리는 p(y|x; 0)를 사용했으나, regularization을 위해 p(y, 0|x)를 사용하는 것이다. 즉 p(y|x; 0)p(0)를 사용하는 것이다.