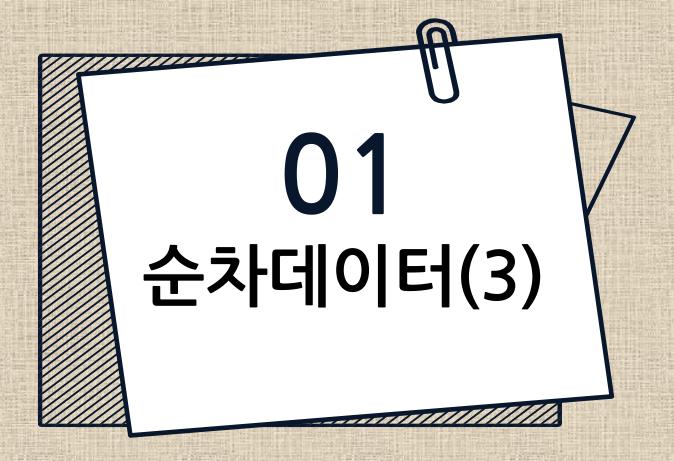


12강 순차데이터(3), 모델조합(1)

장필훈 교수



- 1 순차데이터(3) LDS
- 2 모델조합: boosting



1-1 LDS(Linear Dynamical System)

- 선형동적 시스템
 - 선형예측이 바탕
 - 관측값과 실측값이 완전히 같지는 않다(노이즈)
- 선형예측의 예
 - 1) 가장 최근 값들의 평균
 - 2) 그냥 가장 최근값(노이즈가 작고 신호가 빠르게 변할때)



- 연쇄의 길이가 길어질수록 복잡도가 증가하면 안된다.
 - 곱셈연산에 대해 닫혀있는 분포가 지수족밖에 없어서 분포는 가우시안을 쓴다.
- 잠재변수 z_n 이 마르코프 연쇄를 이름.
- 이 추론문제를 푼 것: 칼만필터
 - \circ hmm의 α 와 같이 전진만 함

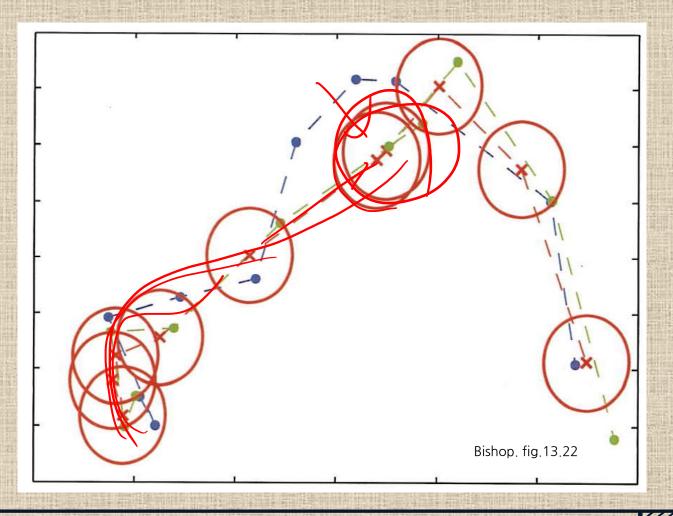


1-2 칼만필터

- 이전상태를 바탕으로 다음상태를 추측해내는 것.
- hmm과 같이 잠재변수와 분포를 가정한다.
- 시간적 변화에 따른 선형변환(=행렬곱으로 표현 가능)과 노이즈를 반영한다.
- 잠재변수, 노이즈 모두 가우시안을 가정.
 - 곱셈연산에 대해 닫혀있기 때문

1-2 칼만필터





2차원에서 물체의 실제 위치

실제위치에 노이즈가

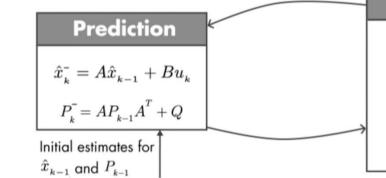
포함된 관측값

칼만필터의 예측값

(추론사후분포의 평균)



칼만필터

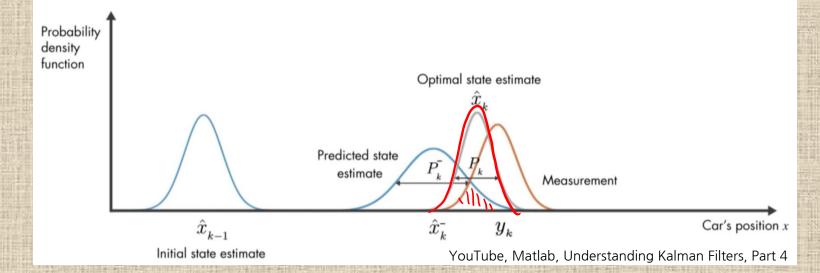


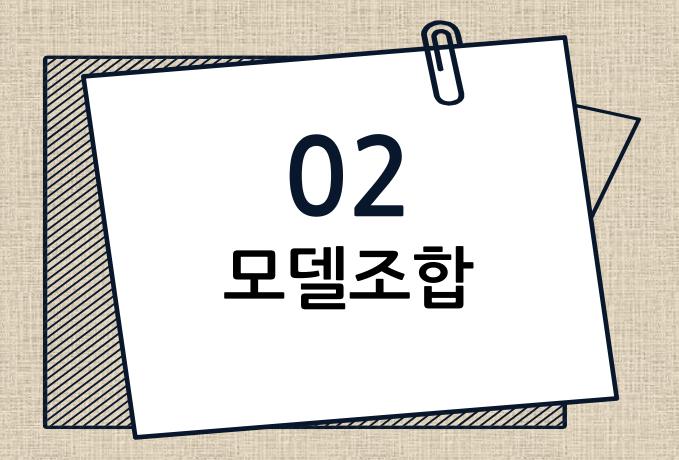
Update

$$\begin{split} K_{\scriptscriptstyle k} &= \frac{P_{\scriptscriptstyle k}^{^{\scriptscriptstyle -}}C^{^{\scriptscriptstyle T}}}{CP_{\scriptscriptstyle k}^{^{\scriptscriptstyle -}}C^{^{\scriptscriptstyle T}} + R} \\ \hat{x}_{\scriptscriptstyle k} &= \hat{x}_{\scriptscriptstyle k}^{^{\scriptscriptstyle -}} + K_{\scriptscriptstyle k}(y_{\scriptscriptstyle k} - C\hat{x}_{\scriptscriptstyle k}^{^{\scriptscriptstyle -}}) \end{split}$$

$$\hat{x}_{\scriptscriptstyle k} = \hat{x}_{\scriptscriptstyle k}^{\scriptscriptstyle -} + K_{\scriptscriptstyle k} (y_{\scriptscriptstyle k} - C \hat{x}_{\scriptscriptstyle k}^{\scriptscriptstyle -})$$

$$P_{\scriptscriptstyle k} = (I - K_{\scriptscriptstyle k} C) P_{\scriptscriptstyle k}^{^-}$$







2-1 모델조합

- 베이지안 모델평균과 다르다.
 - 베이지안 모델평균은 전체 데이터집합이
 단일 모델에 의해 생성된다.
 - 모델 조합은, 데이터집합의 각 포인트들이 서로 다른 잠재변수를 통해서 생성 가능하다.

예)
$$p(\mathbf{x}) = \sum_{k=1}^{K} \pi_k \mathcal{N}(\mathbf{x}|\mathbf{\mu}_k, \mathbf{\Sigma}_k)$$

1

2-2 bagging

- bootstrap aggregating
- 부트스트랩으로 일정수의 샘플집합들을 얻고 각 샘플집합들에 대해 학습
- 학습된 결과를 합한다. 가장 단순하게는 voting
- 트리와 같이 불안정성이 큰 분류기에 효과가 크다 ✓
- variance를 줄이는 관점(bias도 줄어든다)

• 예측하고자 하는 함수 h(x)라 하면, 출력은

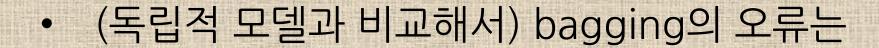
$$y_m(\mathbf{x}) = h(\mathbf{x}) + \epsilon_m(\mathbf{x})$$

• 제곱합 오류는

$$\mathbb{E}_{\mathbf{x}}[\{y_m(\mathbf{x}) - h(\mathbf{x})\}^2] = \mathbb{E}_{\mathbf{x}}[\epsilon_m(\mathbf{x})^2]$$

• 개별적으로 M개의 모델을 시험했을 때 평균오류는,

$$E_{\mathbf{M}} = \frac{1}{M} \sum_{m=1}^{M} \mathbb{E}_{\mathbf{x}} [\epsilon_m(\mathbf{x})^2]$$



$$E = \mathbb{E}_{x} \left[\left\{ \frac{1}{M} \sum_{m=1}^{M} y_{m}(x) - h(x) \right\}^{2} \right]$$

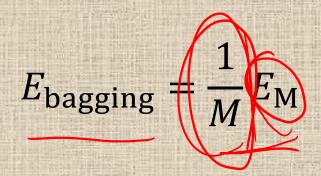
$$= \mathbb{E}_{x} \left[\left\{ \frac{1}{M} \sum_{m=1}^{M} \epsilon_{m}(x) \right\}^{2} \right] \left(\frac{1}{N} \right)$$

• 각각의 오류가 0평균을 가지고 서로 독립이면,

$$\mathbb{E}_{\mathbf{x}}[\epsilon_m(\mathbf{x})] = 0$$

$$\mathbb{E}_{\mathbf{x}}[\epsilon_m(\mathbf{x})\epsilon_l(\mathbf{x})] = 0, m \neq l$$

이므로



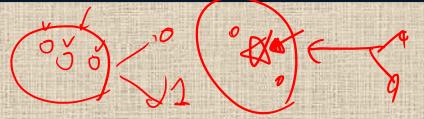


- 각각의 모델을 썼을 때의 평균에러보다 $\frac{1}{M}$ 에 불과하다!
 - 실제로 이런일은 잘 일어나지 않음
 - 오류는 보통 서로 높은 상관관계를 가진다
 - 하지만 줄기는 줄어든다.

$$E_{\text{bagging}} \leq E_{\text{M}}$$



- adaptive boosting
- weak learner 여러개를 모아서 좋은 분류기를 만들 수 있다.
 - base classifiers
 - o random보다 조금만 더 좋으면 된다.
- 회귀에도 응용 가능 🗸
- bias를 줄이는 관점(variance도 줄어든다.)



- base classifier들은 순차적으로 학습한다
- base classifier들은 weighted dataset으로 학습한다.
 - weighting coefficient는 앞단계의 base classifier에
 의해 결정된다.
 - 앞단계에서 오분류된것들이 더 큰 가중치를 가진다.
- 학습이 끝나면 weighted sum



- binary classification 예제 : $t_n \in \{-1,1\}$, 각 데이터 포인트는 w_n 을 부여받음.
 - 1. 가중치를 초기화한다. $w_n = \begin{pmatrix} \frac{1}{N} \end{pmatrix}$
 - 2. 다음 오류함수를 최소화하도록 학습.

$$J_m = \sum_{n=1}^{N} (w_n^{(m)}) I(y_m(\mathbf{x}_n) \neq t_n)$$

$$I: Indicator. 식이 참이어야 1$$

3. 다음계산 반복

$$(\alpha_m) = \ln \frac{1 - \epsilon_m}{\epsilon_m}, \qquad (\epsilon_m) = \frac{\sum_{n=1}^N w_n^{(m)} I(y_m(\mathbf{x}_n) \neq t_n)}{\sum_{n=1}^N w_n^{(m)}}$$

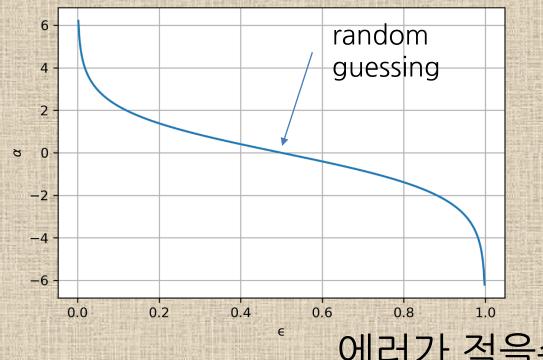
$$w_n^{(m+1)} = w_n^{(m)} \exp\{\alpha_m I(y_m(\mathbf{x}_n) \neq t_n)\}$$

4. 학습이 끝나면,

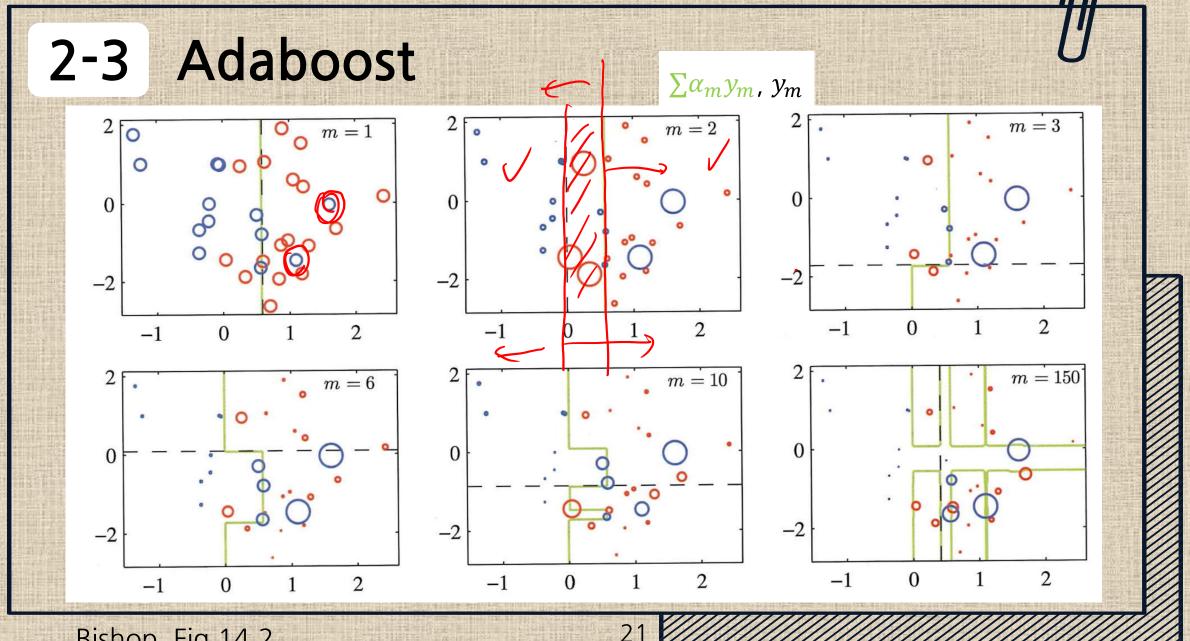
$$Y_M(\mathbf{x}) = \operatorname{sign}\left(\sum_{m=1}^M \alpha_m y_m(\mathbf{x})\right)$$

prediction weights

$$\alpha_m = \ln \frac{1 - \epsilon_m}{\epsilon_m},$$



에러가 적을수록 좋음



Bishop. Fig. 14.2

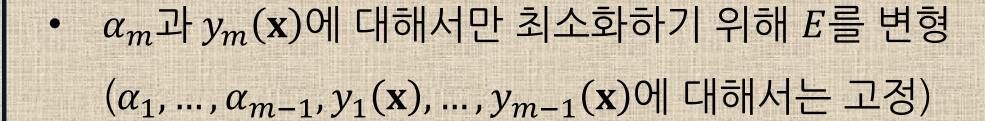
- '지수오류함수의 연속적인 최소화'로 해석가능
- 다음 오류함수를 가정.

$$E = \sum_{n=1}^{N} \exp\{-t_n f_m(\mathbf{x_n})\}$$

$$f_m(\mathbf{x}) = \frac{1}{2} \sum_{l=1}^{m} \alpha_l y_l(\mathbf{x}), \qquad t_n \in \{-1, 1\}$$







$$E = \sum_{n=1}^{N} \exp\left\{-t_n f_{m-1}(\mathbf{x}_n) - \frac{1}{2} t_n \alpha_m y_m(\mathbf{x}_n)\right\}$$
$$= \sum_{n=1}^{N} \left\{w_n^{(m)} \exp\left\{-\frac{1}{2} t_n \alpha_m y_m(\mathbf{x}_n)\right\}\right\}$$

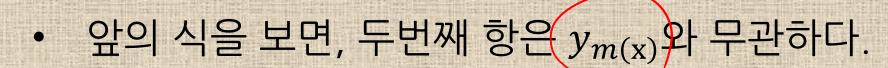


• 옳게 분류한 데이터포인트를 T_m , 오분류된 포인트를 M_m

$$E = e^{-\frac{\alpha_m}{2}} \sum_{n \in T_m} w_n^{(m)} + e^{\frac{\alpha_m}{2}} \sum_{n \in M_m} w_n^{(m)}$$

$$= \left(e^{\frac{\alpha_m}{2}} - e^{-\frac{\alpha_m}{2}}\right) \sum_{n=1}^{N} w_n^{(m)} I(y_m(\mathbf{x}_n) \neq t_n) + e^{-\frac{\alpha_m}{2}} \sum_{n=1}^{N} w_n^{(m)}$$





즉, 앞의 식을 $y_m(\mathbf{x})$ 에 대해 최소화 하는것은

p18의 식을 최소화 하는것과같다.

$$J_m = \sum_{n=1}^N w_n^{(m)} I(y_m(\mathbf{x}_n) \neq t_n)$$

앞의 계수 $\left(e^{\frac{\alpha_m}{2}} - e^{-\frac{\alpha_m}{2}}\right)$ 도 상수취급 가능하기 때문.





- $\frac{\partial E_m}{\partial \alpha_m} = 0$ 도 구해보면, 앞의 결과 $(\alpha_m = \ln \frac{1 \epsilon_m}{\epsilon_m})$ 를 얻는다.
- α_m 과 $y_m(\mathbf{x})$ 를 얻은 다음, $E_{(m+1)}$ 을 구해보면, p19의 재귀식을 유도해낼 수 있다.

$$E_m = \sum_{n=1}^{N} \exp\{-t_n f_{m+1}(\mathbf{x}_n)\}$$

$$= \sum_{n=1}^{\infty} \exp \left\{ -t_n f_{m-1}(\mathbf{x}_n) - \frac{1}{2} t_n \alpha_m y_m(\mathbf{x}_n) - \frac{1}{2} t_n \alpha_{m+1} y_{m+1}(\mathbf{x}_n) \right\}$$

$$= \sum_{m=1}^{N} w_n^{(m)} \exp \left\{ -\frac{1}{2} t_n \alpha_m y_m(\mathbf{x}_n) \right\} \exp \left\{ -\frac{1}{2} t_n \alpha_{m+1} y_{m+1}(\mathbf{x}_n) \right\}$$

$$= \sum_{m=1}^{N} w_n^{(m+1)} \exp \left\{-\frac{1}{2} t_n \alpha_{m+1} y_{m+1}(\mathbf{x}_n)\right\}$$



• 다음을 앞쪽 식에 대입하면, p19의 재귀식을 얻는다.

$$t_n y_m(\mathbf{x}_n) = 1 - 2I(y_m(\mathbf{x}_n) \neq t_n)$$

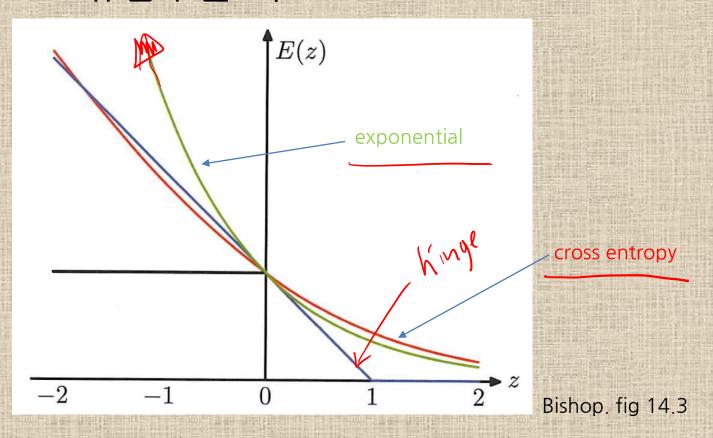
$$w_n^{(m+1)} = w_n^{(m)} \exp\left\{-\frac{\alpha_m}{2}\right\} \exp\{\alpha_m I[y_m(\mathbf{x}_n) \neq t_n]\}$$

- $\exp\left\{-\frac{\alpha_m}{2}\right\}$ 은 ϵ_m 을 계산할 때 분모분자에서 cancel out.
 - 따라서 최솟값의 위치에 영향을 주지 않음.

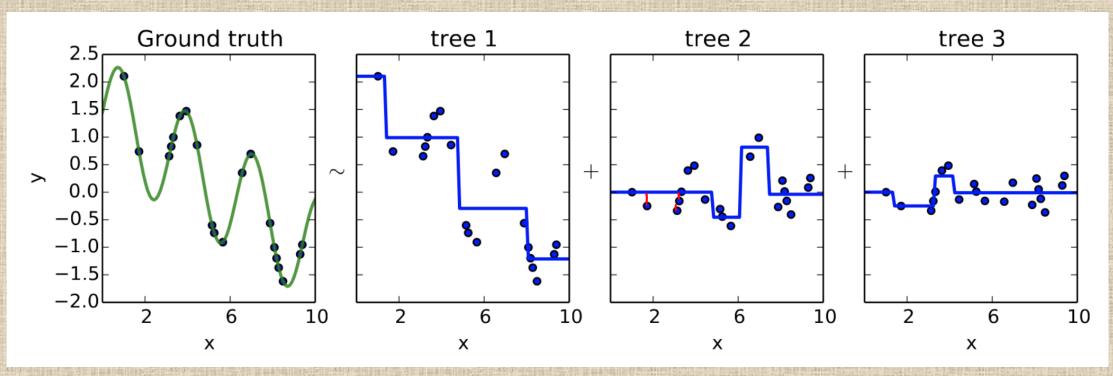


- 구현이 매우 쉽다
- $t_n y_m(\mathbf{x})$ 에서 보듯이 outlier에 민감하다.
 - 게다가 exponential하게 증가한다.
- exponential error값은 확률로 해석하기가 곤란하다. (cf. log likelihood)
- multiclass 분류문제에 적용하기가 까다롭다.

• 오류함수들 비교



regression, residual fitting



Peter Prettenhofer, Gradient Boosted Regression Trees. https://github.com/pprett/pydata-gbrt-tutorial/blob/master/slides/slides.pdf

- adaboost는 stump가 연속되지만, GB는 tree가 연속됨.
 - leaf는 보통 8~32개
- tree형태의 분류기는 아무런 방법이나 써도 된다.
 - weak learner
 - o Adaboost와 같음
 - regression문제에서는 leaf가 잔차(residual)

- 1. 초기화 $F_0 = \arg\min_{\gamma} \sum_{i=1}^n L(y_i, \gamma)$
- 2. 모든 데이터에 대해
- 모든 데이터에 대해
 1) 잔차계산: $r_{im} = \left\{ \frac{\partial L(y_i, F(x_i))}{\partial F(x_i)} \right\}_{F(x) = F_{m-1}(x)}$
 - 2) r_{im} 에 대해 regression tree를 fit \checkmark
 - 오차계산): $\gamma_{jm} = \arg\min_{\gamma} \sum_{i} L(y_i, F_{m-1}(x_i) + \gamma) \nu$
- 4) 함수 갱신 $F_m(x) = F_{m-1}(x) + v$ 3. $F_M(x)$ 가 결과

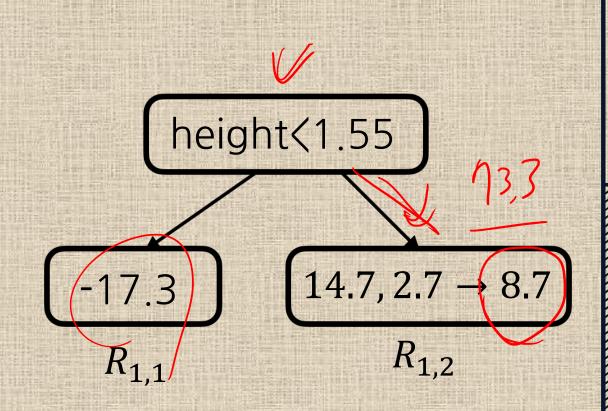
• 예제(YouTube, StatQuest「Gradient Boost」)

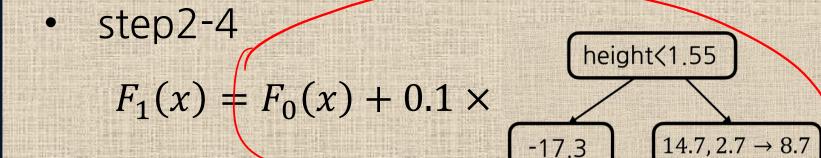
height	favorite color	gender	weight
(1.6)	blue	male	88
1.6	green	female	76
1.5	blue	female	56

• 제곱오차를 loss로 가정. 그러면 $F_0(\mathbf{x}) = 73.3$

step2-2,2-3

weight	$r_{\mathrm{i,1}}$
88	88-73.3=14.7
76	2.7
56	-17.3





height	favorite color	gender	weight	prediction
1.6	blue	male	88	73.3+0.1 +8.7 = 74.2
1.6	green	female	76	74.2
1.5	blue	female	56	(71.6)

다음 iteration에서 잔차계산의 기준은 이 값



• $F_2(x)$

• 보통은 stump를 쓰지 않는다.(더 큰 tree를 쓴다)



- classification
 - o regression과 동일한 과정을 거친다
 - 0~1을 출력으로 내고, 확률값으로 해석하게 한다.
 - o loss

$$-\hat{y}\log\frac{p}{1-p} + \log\left(1 + \exp\left(\log\frac{p}{1-p}\right)\right)$$

$$\log \frac{p}{1-p} = \log \text{ odds}$$

- classification(cont.)
 - loss미분이 어려워서 근사치를 쓴다.
 - ο F_M 은 log odds의 합이고, 각 weak learner는 확률을 출력으로 주기 때문에 summation(Σ)하기 전에

$$\frac{\sum r}{\sum [p_i \times (1-p_i)]} \quad r: \text{residual, } p: F_{-1}(x)$$

다음시간

13강

• 모델조합:tree