

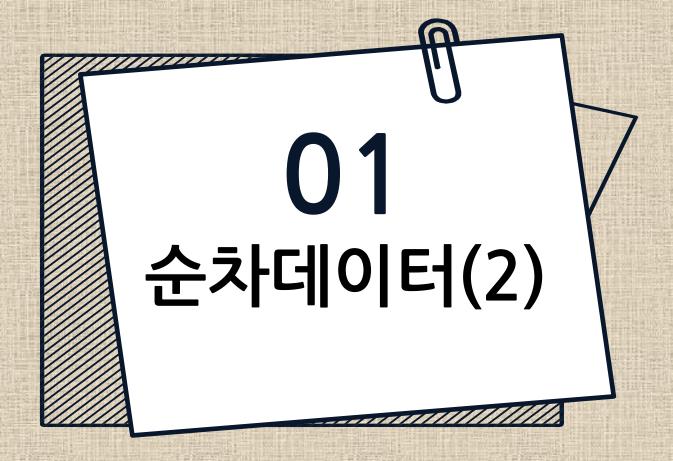
11강 순차데이터(2)

장필훈 교수



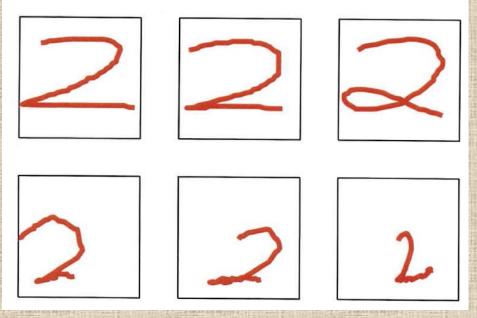
- 1 순차데이터(2) hmm
- 2 중심극한정리

2



1-1 은닉 마르코프 모델(HMM)

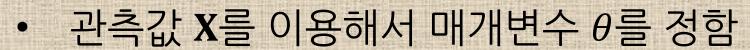
• 시간축의 뒤틀림(압축/늘림)에 강하다.



Bishop, fig13,11

• 음성인식에 많이 쓰였음.

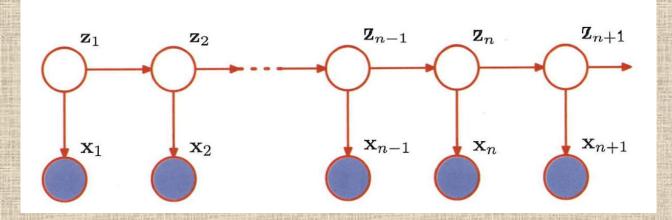




$$p(\mathbf{X}|\theta) = \sum_{\mathbf{Z}} p(\mathbf{X}, \mathbf{Z}|\theta)$$

- 우변이 인수분해되지 않아서, 닫힌해를 구하는 것이 어렵다
 - 혼합모델의 경우와 동일(8강 34p)
- EM을 사용한다.

• X_i가 관찰됨. Z_i가 hidden.(10강 35p)



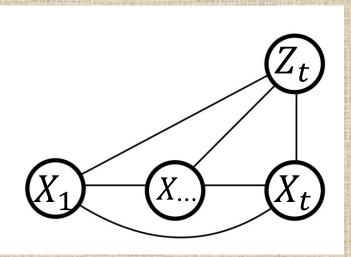
- Z, X모두 discrete. 가능한 경우의 수를 m_Z, m_X 라 하자.
 - $w_{m_z \times 1}$: Z_1 의 분포
 - A: transition probability. $m_z \times m_z, Z_t \rightarrow Z_{t+1}$

l

- B: emission probability. $m_z \times m_x$, $Z_t \rightarrow X_t$
- Forward probabilities
 - $\alpha_t(i) = p_\theta(x_1, \dots, x_t, Z_t = i)$
- Backward probabilities
 - $\beta_t(i) = p_{\theta}(x_{t+1}, ..., x_n | Z_t = i)$
 - t에서 latent state가 주어졌을 때 미래의 data값?

(ref) Feng Liang, Stat542_W7_HMM

- w, A, B를 이용해서 θ 의 MLE를 어떻게구할 것인가.
- 모든 관측값이 있을 때, latent states의 가능도는?
 - $p_{\theta}(Z_1, ..., Z_n | \mathbf{x})$
- forward prob.



• forward prob. 계산

$$\alpha_t(i) = p_{\theta}(x_1, \dots, x_t, Z_t = i)$$

$$\alpha_1(i) = p_{\theta}(x_1, Z_1 = i)$$

$$= p_{\theta}(Z_1 = i) \times p_{\theta}(x_1 | Z_1 = i)$$

$$= w(i)B(i,x_1)$$

(ref) Feng Liang, Stat542_W7_HMM

• forward prob. 계산(cont.)

$$\alpha_2(i) = p_{\theta}(x_1, x_2, Z_2 = i)$$

$$= \sum_{j} p_{\theta}(x_1, x_2, Z_1 = j, Z_2 = i)$$

$$= \sum_{i} p_{\theta}(x_1, Z_1 = j) \times p_{\theta}(Z_2 | x_1, Z_1 = j) \times p_{\theta}(x_2 | x_1, Z_1 = j, Z_2 = i)$$

$$=\sum_{i}\alpha_{1}(j)A(j,i)B(i,x_{2})$$

(ref) Feng Liang, Stat542_W7_HMM

• forward prob. 계산(cont.)

$$\alpha_{t+1}(i) = p_{\theta}(x_1, \dots, x_{t+1}, Z_{t+1} = i)$$

$$= \sum_{j} p_{\theta}(x_1, \dots, x_{t+1}, Z_t = j, Z_{t+1} = i)$$

$$= \sum_{j} p_{\theta}(x_1, \dots, x_t, Z_t = j) \times p_{\theta}(Z_{t+1} | x_1, \dots, x_{t+1}, Z_t = j)$$

$$\times p_{\theta}(x_{t+1} | x_1, \dots, x_t, Z_t = j, Z_{t+1} = i)$$

$$= \sum \alpha_1(j) A(j,i) B(i,x_2)$$

(ref) Feng Liang, Stat 542_W7_HMM

• backward prob. 계산

$$\beta_{n-1}(i) = p_{\theta}(x_n | Z_{n-1} = i)$$

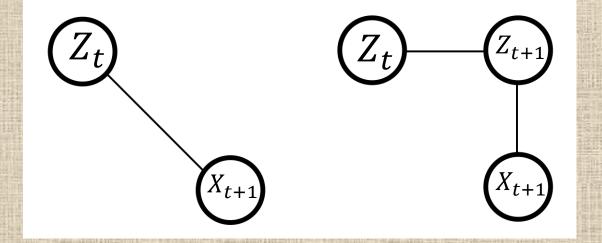
$$= \sum_{j} p_{\theta}(x_n, Z_n = j | Z_{n-1} = i)$$

$$= \sum_{j} p_{\theta}(Z_n = j | Z_{n-1} = i) \times p_{\theta}(x_n | Z_n = j, Z_{n-1} = i)$$

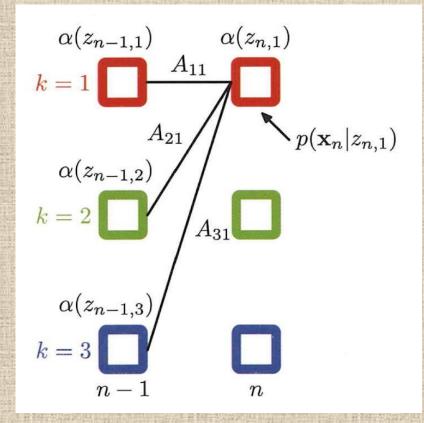
$$= A(i, j)B(j, x_n)$$

$$= A(i, j)B(j, x_n)\beta_n(j) \qquad (\beta_n(*) \equiv 1)$$

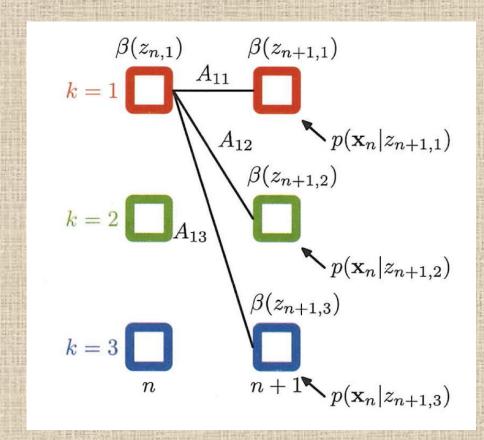
backward prob. 계산(계속)



X가 여러개일 때도 동일하게 확장가능



Bishop, Fig13.12



Bishop. Fig13.13

• 관찰된 X에 대한 가능도함수

$$\log[p(\mathbf{x}|\theta)] = \log\left[\sum_{\mathbf{Z}} p(\mathbf{x}, \mathbf{z})|\theta)\right]$$

- 로그 안에 합산이 있다 계산이 어려움
- 전체에 대한 가능도 함수(10강 35p)

$$p(\mathbf{x}_1, \dots, \mathbf{x}_N, \mathbf{z}_1, \dots, \mathbf{z}_N) = p(\mathbf{z}_1) \left[\prod_{n=2}^N p(\mathbf{z}_n | \mathbf{z}_{n-1}) \right] \prod_{n=1}^N p(\mathbf{x}_n | \mathbf{z}_n)$$

• 전체에 대한 가능도 함수(계속)

$$\log \left[w(Z_1) \prod_{n=1}^{n-1} A(Z_t, Z_{t+1}) \prod_{t=1}^{n} B(Z_t, x_t) \right]$$

$$= \log w(Z_1) + \sum_{t=1}^{n} \log A(Z_t, Z_{t+1}) + \sum_{t=1}^{n} \log B(Z_t, x_t)$$

• 이것을 최대화하는 알고리즘.

• γ를 다음과같이 정의

$$\gamma_t(i,j) = p_{\theta}(Z_t = i, Z_{t+1} = j|\mathbf{x}),$$

$$\gamma_t(i) = p_{\theta}(Z_t = i|\mathbf{x}) = \sum_i \gamma_t(i,j)$$

• E step

$$\mathbb{E}(\mathbf{Z}|\mathbf{x},\theta)\log p(\mathbf{Z},\mathbf{x}|\theta)$$

$$= \mathbb{E}_{(\mathbf{Z}|\mathbf{x},\theta)} \left[\log w(Z_1) + \sum_{t=1}^{n-1} \log A(Z_t, Z_{t+1}) + \sum_{t=1}^{n} \log B(Z_t, x_t) \right]$$



$$= \sum_{i}^{m_{Z}} \gamma_{1}(i) \log w(i) + \sum_{t=1}^{n-1} \sum_{i,j=1}^{m_{Z}} \gamma_{t}(i,j) \log A(i,j) + \sum_{t=1}^{n} \sum_{i=1}^{m_{Z}} \gamma_{t}(i) \log B(i,x_{t})$$

$$= \sum_{i}^{m_{z}} \gamma_{1}(i) \log w(i) + \sum_{i,j=1}^{m_{z}} \sum_{t=1}^{n-1} \gamma_{t}(i,j) \log A(i,j) + \sum_{i=1}^{m_{z}} \sum_{t=1}^{n} \gamma_{t}(i) \log B(i,x_{t})$$

• E step(계속)

$$= \sum_{i}^{m_{Z}} \gamma_{1}(i) \log w(i) + \sum_{i,j=1}^{m_{Z}} \sum_{t=1}^{n-1} \gamma_{t}(i,j) \log A(i,j) + \sum_{i=1}^{m_{Z}} \sum_{t=1}^{n} \gamma_{t}(i) \log B(i,x_{t})$$

$$= \sum_{i}^{m_z} \gamma_1(i) \log w(i) + \sum_{i}^{m_z} \left[\sum_{j=1}^{m_z} \left[\sum_{t=1}^{n-1} \gamma_t(i,j) \right] \log A(i,j) \right] \quad \because x_t \in \{m_x\}$$

 $+\sum_{i=1}^{N}\sum_{l=1}^{N}\left(\sum_{\text{at }x_{t}=l}\gamma_{t}(i)\right)\log B(i,l)$

(ref) Feng Liang, Stat542_W7_HMM

- 어떻게 최대화할 것인가?(M step)
- 다음 함수를 최대화 하려면?

$$a_1 \log b_1 + a_2 \log b_2 + \dots + a_m \log b_m$$

where
$$a_i > 0$$
, $b_i > 0$, $\sum_i a_i = 1$, $\sum_i b_i = 1$

• 먼저, $\sum a_i \log b_i \leq \sum a_i \log a_i =$ 보일 수 있다.

$$\sum a_i \log b_i - \sum a_i \log a_i = \sum a_i \log \frac{b_i}{a_i}$$

$$\log x \le x - 1 \text{ for any } x > 0 \text{ 이므로,}$$

$$\sum a_i \log b_i - \sum a_i \log a_i \le \sum a_i \left(\frac{b_i}{a_i} - 1\right) = \sum b_i - \sum a_i = 0$$

$$a_i = b_i$$
일때만 등호 성립. 그때가 최대.

$$a_i = b_i$$
일때만 능호 성립. 그때가 최대.

$$\sum a_i > 1$$
이면 $b_i = a_i / \sum a_i$

따라서 첫번째 항의 경우,

$$\sum_{i=1}^{m_Z} \gamma_1(i) \log w(i)$$
 를 최대화 하려면, $\gamma_1(i) = w(i)$

$$A(i,j) = \frac{\sum_{t=1}^{n-1} \gamma_t(i,j)}{\sum_{j'} \sum_{t=1}^{n-1} \gamma_t(i,j')}, \qquad i,j = 1, \dots, m_Z$$

• 세번째 항

$$\sum_{i=1}^{m_z} \sum_{l=1}^{m_x} \left(\sum_{\text{at } x_t = l} \gamma_t(i) \right) \log B(i, l) \quad \underline{\circ},$$

$$B(i,l) = rac{\sum_{\mathrm{at}\,x_t=l}\gamma_t(i)}{\sum_t\gamma_t(i)}$$
 일 때 최대.



• $\gamma_t(i,j)$

$$p_{\theta}(Z_t = i, Z_{t+1} = j | \mathbf{x})$$

$$\propto p_{\theta}(x_1, ..., x_t, Z_t = i, Z_{t+1} = j, x_{t+1}, ..., x_n)$$

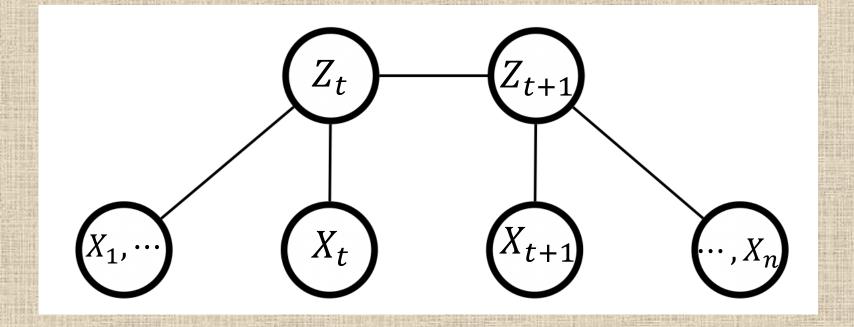
$$= p_{\theta}(x_1, ..., x_t, Z_t = i) \times p_{\theta}(Z_{t+1} = j | Z_t = i)$$

$$\times p_{\theta}(x_{t+1}|Z_{t+1}=j) \times p_{\theta}(x_{t+2},...,x_n|Z_{t+1}=j)$$

$$= \alpha_t(i)A(i,j)B(j,x_{t+1})\beta_{t+1}(j)$$

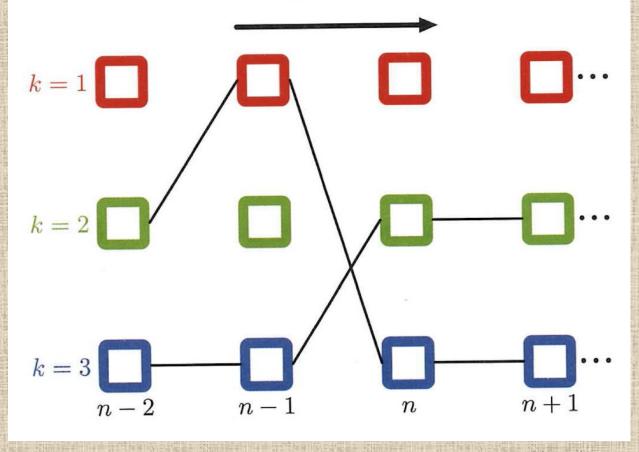
(ref) Feng Liang, Stat542_W7_HMM

• $\gamma_t(i,j)$





- Z_t 각각에 대해 가장 optimal한 값을 선택하는 방식은 문제가 있다.
 - $OZ_t^* = \arg\max_i p_{\theta}(Z_t = i | \mathbf{x}) = \arg\max_i \gamma_t(i)$
 - \circ 각각의 t에 대해 최적의 state를 선택하므로, sequence가 유효하기 않을 수 있다. 예를들어, $Z_t^* = 1$ 이고 $Z_{t+1}^* = 2$ 지만, $A_{12} = 0$ 인 경우.



Bishop. Fig13.16



• 따라서 single sequence를 찾아야 함.

$$Z^* = \arg\max_{i_1,\dots,i_n} p_{\theta}(Z_1 = i_1,\dots,Z_n = i_n | \mathbf{x})$$

dynamic programming = Viterbi algorithm

$$\delta_t(i) = \max_{j_1, \dots, j_{t-1}} p_{\theta}(Z_1 = j_1, \dots, Z_{t-1} = j_{t-1}, Z_t = i, x_1, \dots, x_t)$$

$$\delta_1(i) = p_{\theta}(Z_1 = i, x_1) = w(i)B(i, x_1)$$

(ref) Feng Liang, Stat542_W7_HMM



$$\delta_{t+1}(i) = \max_{j_1, \dots, j_{t-1}, j} p_{\theta}(Z_1 = j_1, \dots, Z_{t-1} = j_{t-1}, Z_t = j, Z_{t+1} = i, x_1, \dots, x_{t+1})$$

$$= \max_{j_1, \dots, j_{t-1}, j} \frac{[p_{\theta}(Z_1 = j_1, \dots, Z_{t-1} = j_{t-1}, Z_t = j, x_1, \dots, x_t) \times}{p_{\theta}(Z_{t+1} = i | Z_t = j) \times p_{\theta}(x_{t+1} | Z_{t+1} = i)]}$$

$$= \left[\max_{j} \delta_{t}(j) A(j,i)\right] B(i,x_{t+1})$$

(ref) Feng Liang, Stat542_W7_HMM



$$Z^* = \arg\max_{i_1,\dots,i_n} p_{\theta}(Z_1 = i_1,\dots,Z_n = i_n | \mathbf{x})$$

- $Z_n^* = \arg\max_i \delta_n(i)$
 - \circ $\delta_n(i)$ 는 가장 가능성 높은 sequence중, i로 끝나는 것의 확률값이기 때문.



• Z_{n-1} 을 고려해보면,

$$Z_{n-1}^* = \arg \max_{i} [\delta_{n-1}(i)A(i,j_n^*)]$$
 $(Z_{n-1}^* \text{값은 } i \in m_z$ 가 됨. 확률값이 아님에 주의)

• 따라서, 앞서 했던 방식(recursion)과 동일하게,

$$Z_{t-1}^* = \arg\max_{i} [\delta_t(i)A(i,j_t^*)]$$



- 단점을 보완하기 위한 확장들이 많다.
- 단점
 - 1. 생성모델로 사용했을 때 성능이 좋지 않다.(p4)
 - 2. 주어진 상태를 얼마나 유지하는지 나타내는 시간분포에 부적합

0

2. (계속)

배열이 k상태에 T만큼 머물러 있다가 전이할 확률:

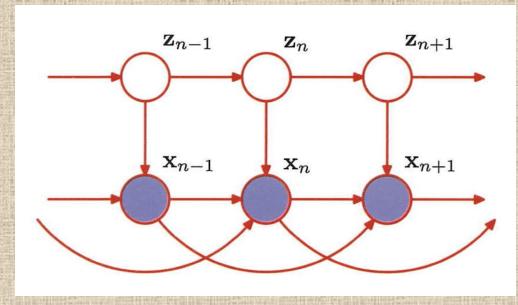
$$p(T) = (A_{kk})^T (1 - A_{kk})$$

T에 대해 기하급수적으로 감쇠하는 함수

(계속 유지되는 것을 표현하기 힘들다)

3. 거리가 먼 관측변수들간 상관관계를 잘 잡지 못한다.

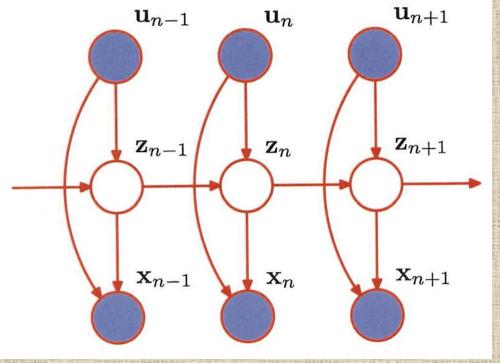
3. (계속) 추가적인 링크를 추가하여 해결 예 - 자기회귀적(autoregressive) 은닉 마르코프 모델



 x_n 이 앞의 둘 (x_{n-1}, x_{n-2}) 에 의존한다.

Bishop. Fig13.17

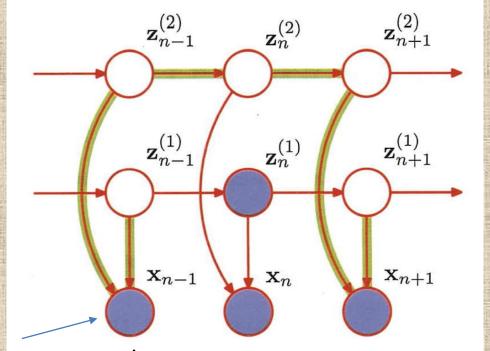
- 입출력(input-output) hmm
 - 관측변수(u)가 하나더 있다.
 - \circ 마르코프성질(z_n 이 관측되면, z_{n-1}, z_{n+1} 이 서로 독립이다)을 만족.



Bishop. Fig13.18

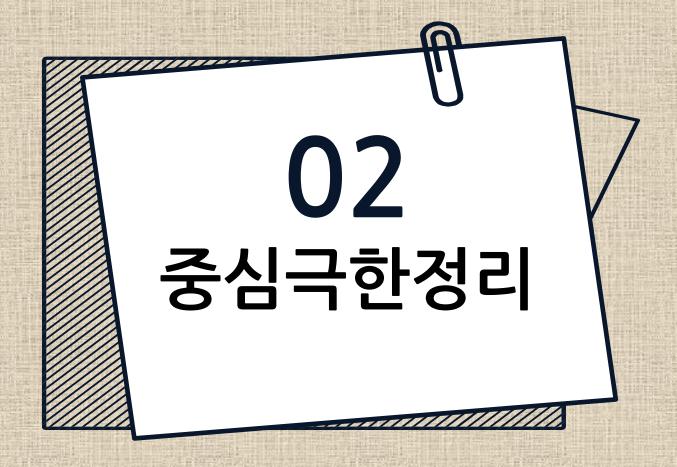
- factorial hmm
 - $\circ t$ 에서 10비트의 정보를 표현해야 한다면, $2^{10} = 1024$ 개의 잠재변수가 필요
 - o factorial hmm은 10개의 연쇄를 사용
 - 마르코프조건을 바로 만족시키지 않아서,
 표준형태의 hmm으로 치환한 뒤에 계산
 (계산량이 많다)

factorial hmm

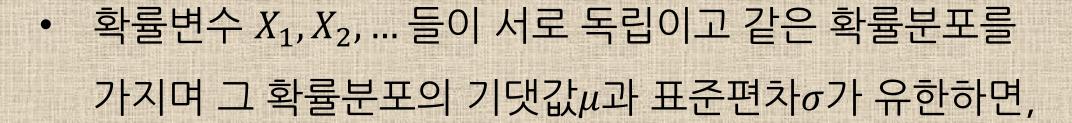


converging connection (head to head)

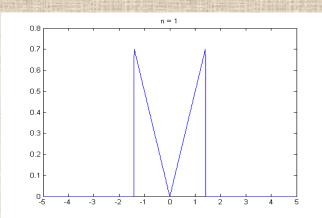
Bishop. Fig13.20



1-2 CLT(Central Limit Theorem)



$$S_n = \frac{\sum_n X_n}{n}$$
의 분포는 $\mathcal{N}(\mu, \frac{\sigma}{\sqrt{n}})$ 으로 수렴한다.



$$\sqrt{n}\left(\left(\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{N}X_{i}\right)-\mu\right)\to\mathcal{N}(0,\sigma^{2})$$

https://ko.wikipedia.org/wiki/중심_극한_정리

다음시간

12강

- 칼만필터
- 부스팅