

제1장 시계열 예측을 위한 평활 기법

1.3 지수평활법(Exponential Smoothing)

- 가용한 전체 데이터를 활용하여 평활값을 구하며 가중치를 시간에 따라 다르게 배정
- 과거로 갈수록 지수적으로 감소하는 가중치를 사용

➤ 종류

- 단순지수평활법
- 이중지수평활법
- Holt 모형 / Holt-Winters 모형

1.3.1 수평적 패턴과 단순지수평활법

- 시계열값 X_t 가 수평적 패턴을 갖는다고 가정하면

$$X_t = c + a_t$$

여기서, c : 상수, $a_t \sim i.i.d.(0, \sigma_a^2)$: 오차항, 백색잡음(white noise)

- 만약 시점 T 에서 모든 시계열 데이터를 사용하여 상수 c 를 추정한다면

$$\min_c Q = \sum_{t=1}^T \lambda^{T-t} (X_t - c)^2 \quad \text{여기서, } \lambda: 0 \text{과 } 1 \text{ 사이의 가중치} \rightarrow \frac{\partial Q}{\partial c} = 0$$

$$\Rightarrow \hat{c} = \frac{1-\lambda}{1-\lambda^T} \sum_{t=1}^T \lambda^{T-t} X_t$$

$\Leftrightarrow T$ 가 매우 크다면 아래와 같이 근사된다.

$$\hat{c} = (1-\lambda) \sum_{i=0}^{\infty} \lambda^i X_{T-i} : \text{시점 } T \text{에서 시계열 } X_t \text{에 대한 단순지수평활값[지수가중이동평균]}$$

$$S_T = (1-\lambda) \sum_{i=0}^{\infty} \lambda^i X_{T-i}$$

$$S_T = \alpha X_T + (1-\alpha) S_{T-1} \quad \leftarrow \text{지수평활법의 갱신식, 여기서, } \alpha(\text{평활상수}) = 1 - \lambda$$

➤ 초기값 설정

- $S_1 = X_1$
- 처음 상당수 관측값의 평균값

■ 단순지수평활값 S_T 의 평균과 분산

- 평균: $E(S_T) = \alpha \sum_{i=0}^{\infty} (1-\alpha)^i E(X_{T-i}) = c\alpha \sum_{i=0}^{\infty} (1-\alpha)^i = c \rightarrow S_T$: 상수 c 의 불편추정량

- 분산: $Var(S_T) = \alpha^2 \sum_{i=0}^{\infty} (1-\alpha)^{2i} Var(X_{T-i}) = \alpha^2 \sigma_a^2 \sum_{i=0}^{\infty} (1-\alpha)^{2i} = \frac{\alpha}{2-\alpha} \sigma_a^2$

$\rightarrow \alpha = \frac{2}{(N+1)}$ 일 때, $Var(M_T) = Var(S_T)$

■ 시점 T 에서 k -단계 이후 예측값: $\hat{f}_{T,k} = \hat{c} = S_T, k=1, 2, \dots$

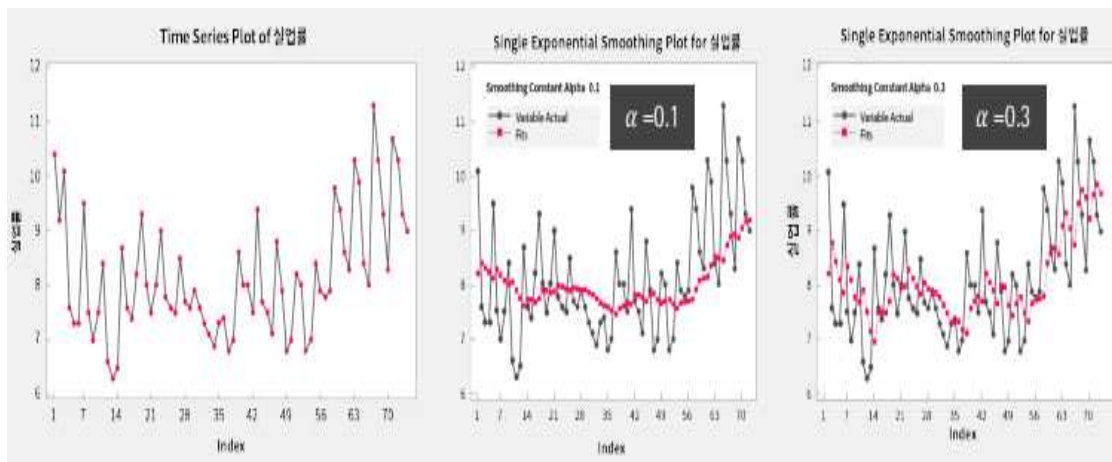
■ k -단계 이후 예측값에 대한 예측오차: $e_{T,k} = X_{T+k} - \hat{f}_{T,k} = X_{T+k} - S_T$

\rightarrow 예측오차의 분산

$$Var(e_{T,k}) = Var(X_{T+k} - S_T) = Var(X_{T+k}) + Var(S_T) = \frac{2}{2-\alpha} \sigma_a^2$$

■ 예: 2000년~2017년 분기별 청년(15~29세) 실업률

$\alpha = 0.1$ 과 $\alpha = 0.3$ 일 때의 단순지수평활치



1.3.2 선형추세와 이중지수평활법 \rightarrow Brown 이중지수평활법

■ 시계열값 X_t 가 다음과 같은 선형추세(linear trend)를 갖는다고 가정하면

$$X_t = c + bt + a_t$$

여기서, c, b : 상수, $a_t \sim i.i.d.(0, \sigma_a^2)$: 오차항, 백색잡음(white noise)

- 상수 c, b 를 추정하기 위해 단순지수평활값 이외에 이중지수평활값을 활용한다.

$$S_T^{(2)} = \alpha \sum_{i=0}^{\infty} (1-\alpha)^i S_{T-i} \quad S_T^{(2)} = \alpha S_T + (1-\alpha) S_{T-1}^{(2)}$$

$$E[S_T] = c + bT - \frac{1-\alpha}{\alpha} b = E[X_T] - \frac{1-\alpha}{\alpha} b$$

$$E[S_T^{(2)}] = E[S_T] - \frac{1-\alpha}{\alpha} b$$

$$b = \frac{\alpha}{1-\alpha} (E[S_T] - E[S_T^{(2)}])$$

$$2E[S_T] - E[S_T^{(2)}] = c + bT$$

$$\hat{b} = \frac{\alpha}{1-\alpha} (S_T - S_T^{(2)})$$

$$\hat{c} = 2S_T - S_T^{(2)} - \hat{b}T$$

- 시점 T 에서 다음 시점의 예측값과 일반적인 k -단계 이후의 예측값

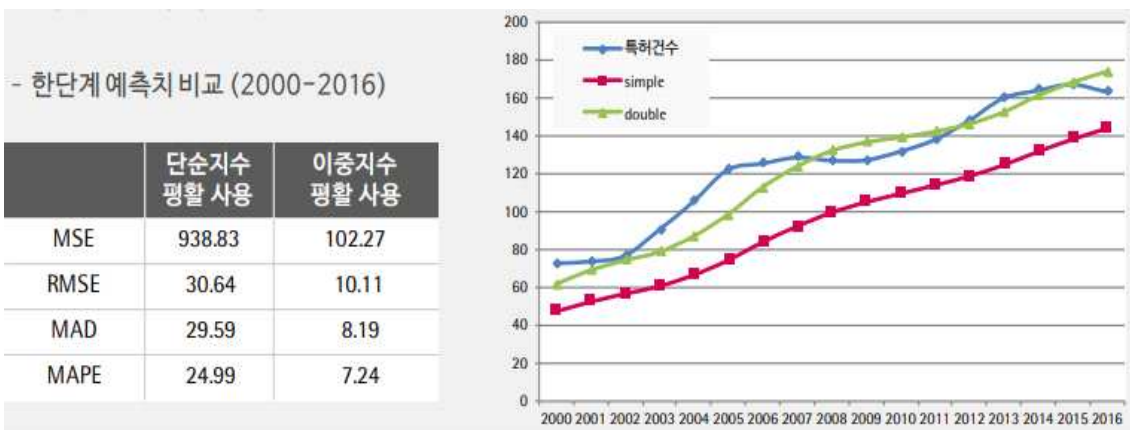
$$= 2S_T - S_T^{(2)} + \hat{b}$$

$$\hat{f}_{T,1} = \hat{c} + \hat{b}(T+1) = (2 + \frac{\alpha}{1-\alpha})S_T - (1 + \frac{\alpha}{1-\alpha})S_T^{(2)}$$

$$\hat{f}_{T,k} = \hat{c} + \hat{b}(T+k) = 2S_T - S_T^{(2)} + k\hat{b}, \quad k = 1, 2, \dots$$

- 예: 1993년~2016년 특허건수

이중지수평활을 적용하여 한 단계 이후의 예측치를 계산($\alpha = 0.2$)



1.3.3 Holt의 선형추세 지수평활법

- Holt(1957): 수준(L_t)과 추세(b_t)를 각각 갱신하는 모형 제안

$$L_t = \alpha X_t + (1 - \alpha)(L_{t-1} + b_{t-1})$$

수준에 대한 평활상수 $0 < \alpha < 1$

$$b_t = \beta(L_t - L_{t-1}) + (1 - \beta)b_{t-1}$$

추세에 대한 평활상수 $0 < \beta < 1$

- 초기값: $L_1 = X_1$, $b_1 = X_1 - X_0$
- 시점 T 에서 k -단계 이후 예측값: $\hat{f}_{T,k} = L_T + kb_T$ $k = 1, 2, \dots$

- 예: 1993년~2016년 특허건수

Holt 모형을 적용하여 한 단계 이후의 예측치를 계산($\alpha = \beta = 0.2$)



1.3.4 계절성을 고려한 윈터스 모형: Holt-Winters 모형

- Winters(1960): Holt 모형에 계절성(seasonality)을 추가 반영하도록 확장

- 가법적 모형(additive model)

- 승법적 모형(multiplicative model)

$$L_t = \alpha \frac{X_t}{s_{t-m}} + (1 - \alpha)(L_{t-1} + b_{t-1})$$

s_t : 계절성 지수

$$b_t = \beta(L_t - L_{t-1}) + (1 - \beta)b_{t-1}$$

m : 계절성 주기

$$s_t = \gamma \frac{X_t}{L_t} + (1 - \gamma)s_{t-m}$$

γ : 평활 상수

- 시점 T 에서의 k -단계 이후 예측식

$$\hat{f}_{T,k} = (L_T + kb_T)s_{T-m+k}, \quad k = 1, 2, \dots$$

- 시점 t 를 i 번째 연도의 j 번째 계절로 표시하면

$$t = (i-1)m + j \quad (i = 1, 2, \dots; j = 1, \dots, m)$$

- 추세에 대한 초기값 결정: 처음 r 개년도 관측값을 사용

→ 각 계절별로 전년대비 증가량을 구한 후, 이들의 평균값을 추세의 초기값으로

$$b_0 = \frac{1}{(r-1)m} \sum_{i=2}^r \sum_{j=1}^m (X_{(i,j)} - X_{(i-1,j)})/m$$

- 계절성 지수에 대한 초기값 결정: 처음 r 개년도 관측값을 사용

$$s_j = \frac{1}{r} \sum_{i=1}^r \frac{X_{(i,j)}}{\bar{X}_{(i,.)}}, \quad j = 1, 2, \dots, m$$

여기서, $\bar{X}_{(i,.)} = \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m X_{(i,j)}$: i 번째 연도의 계절당 평균값

$$\rightarrow b_0 = \frac{1}{(r-1)m} (\bar{X}_{(r,.)} - \bar{X}_{(1,.)})$$

cf) Holt-Winters 모형의 가법적 모형(additive model)

$$L_t = \alpha(X_t - s_{t-m}) + (1-\alpha)(L_{t-1} + b_{t-1})$$

$$b_t = \beta(L_t - L_{t-1}) + (1-\beta)b_{t-1}$$

$$s_t = \gamma(X_t - L_t) + (1-\gamma)s_{t-m}$$

$$\hat{f}_{T,k} = L_T + kb_T + s_{T-m+k}, \quad k = 1, 2, \dots$$

1.5 예측성능척도

$$MSE = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n e_{t,1}^2$$

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n e_{t,1}^2}$$

$$MAD = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n |e_{t,1}|$$

$$MAPE = \frac{100}{n} \sum_{t=1}^n \left| \frac{e_{t,1}}{X_{t+1}} \right|$$