# 통계분석

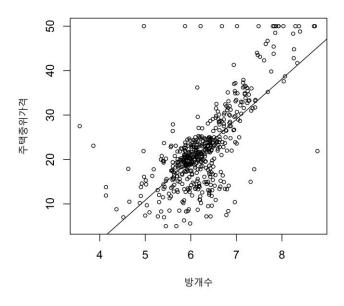
2019년 2학기 강봉주

#### [개요]

- 선형회귀분석((linear regression analysis)는 1개의 종속변수(dependent variable, response variable, target variable)에 대하여 여러 개의 독립변수(independent variable, explanatory variable, predictor variable, input variable)와의 관련성을 선형으로 모형화하는 기법
- 1개의 독립변수만 있는 경우를 단순선형회귀(simple linear regression)

#### [개요]

- $Y = \beta_0 + \beta_1 x + \epsilon$
- $\beta_0$ 는 절편(intercept),  $\beta_1$ 는 기울기 모수(parameter)
- 모수에 대한 1차식



#### [모수의 추정]

- $\{(x_i, y_i)|i=1,...,n\}:$  표본
- $y_i \approx \beta_0 + \beta_1 x_i$ 가 되도록 모수를 추정
- $r_i = y_i (\beta_0 + \beta_1 x_i)$ : 잔차(residual)
- 잔차 제곱합이 최소가 되도록

$$\min_{\beta_0,\beta_1} \sum_{i} r_i^2 = \min_{\beta_0,\beta_1} \sum_{i} (y_i - (\beta_0 + \beta_1 x_i))^2$$

#### [모수의 추정]

- β<sub>0</sub>, β<sub>1</sub>에 대하여 미분한 후 정리
- 정규(수직)방정식(normal equation):  $y X\beta \perp range(X)$

정규 방정식: 
$$\begin{cases} n\beta_0 + \sum_i x_i \beta_1 = \sum_i y_i \\ \sum_i x_i \beta_0 + \sum_i x_i^2 \beta_1 = \sum_i x_i y_i \end{cases} \rightarrow \mathbf{X}^{\mathsf{T}} \mathbf{X} \boldsymbol{\beta} = \mathbf{X}^{\mathsf{T}} \mathbf{y} \rightarrow \mathbf{X}^{\mathsf{T}} (\mathbf{y} - \mathbf{X} \boldsymbol{\beta}) = 0$$

정규 행렬: 
$$X^TX = \begin{pmatrix} n & \sum_i x_i \\ \sum_i x_i & \sum_i x_i^2 \end{pmatrix}$$

#### [모수의 추정]

$$\hat{\beta}_0 = \bar{y} - \hat{\beta}_1 \bar{x}$$

$$\hat{\beta}_1 = \frac{\sum_i (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sum_i (x_i - \bar{x})^2}$$

$$X^T X \beta = X^T y$$

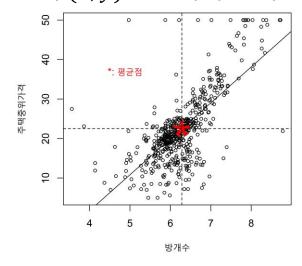
#### [모수의 추정]

$$\hat{\beta}_0 = \bar{y} - \hat{\beta}_1 \bar{x}$$

$$\hat{\beta}_1 = \frac{\sum_i (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sum_i (x_i - \bar{x})^2}$$

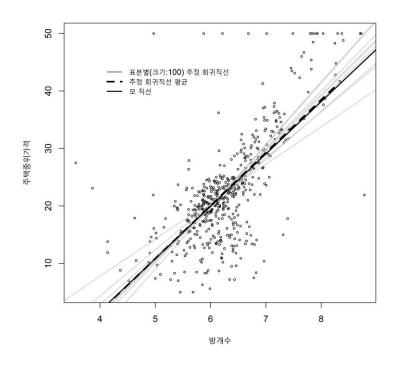
$$\hat{y}_i = \bar{y} + \hat{\beta}_1(x_i - \bar{x}) \Rightarrow \hat{y}_i - \bar{y} = \hat{\beta}_1(x_i - \bar{x})$$

■ 추정된 직선은 반드시  $(\bar{x}, \bar{y})$ 를 통과하는 기울기가  $\hat{\beta}_1$ 인 직선



#### [추정된 회귀 직선의 의미]

- 표본의 변화가 발생한 경우에 추정된 회귀 직선이 어떻게 변할까?
- 추정된 회귀 직선의 분포가 존재



#### [회귀직선의 분포에 대한 가정]

- 오차와 목표 변수만 확률 변수
- 모형에서 추정하고 하는 것은  $E(Y_i|x_i)$ ,  $Y_i$  을 추정하는 것이 아님

순번	가정	비고		
1	$Y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \epsilon_i$	모형식		
2	$E(\epsilon_i)=0$	따 라 서 $E(Y_i x_i) = \beta_0 + \beta_1 x_i$ 이 므로 모형식의 선형성 가정		
3	$Var(\epsilon_i) = \sigma^2$	오차분산의 등분산성 가정		
4	$\epsilon_1,,\epsilon_n$ 은 서로 독립	오차의 독립성 가정		

$$\epsilon_1, \dots, \epsilon_n \stackrel{iid}{\sim} (0, \sigma^2)$$

#### [오차 분산의 추정]

- 회귀식에서 마지막 남은 모수에 대한 추정
- $r_i = Y_i \hat{Y}_i$ : (표본) 잔차(오차의 추정량)
- $\hat{\sigma}^2 = \frac{\sum_i (Y_i \hat{Y}_i)^2}{n-2} = \frac{SSE}{n-2} = \frac{SSE}{n-p} = MSE, p$ : 추정되는 모수의 개수
- $\hat{\sigma} = \sqrt{MSE}$ : 잔차 표준편차 또는 잔차 표준오차
- 추정 오차 분산의 계산식

$$\frac{\sum_{i} (Y_{i} - \hat{Y}_{i})^{2}}{n - 2} = \frac{\sum_{i} (Y_{i} - (\hat{\beta}_{0} + \hat{\beta}_{1}x_{i}))^{2}}{n - 2} \\
= \frac{\sum_{i} (Y_{i} - (\bar{Y} - \hat{\beta}_{1}\bar{x} + \hat{\beta}_{1}x_{i}))^{2}}{n - 2} \\
= \frac{1}{n - 2} \left( \sum_{i} (Y_{i} - \bar{Y})^{2} - \frac{(\sum_{i} (x_{i} - \bar{x})(Y_{i} - \bar{Y}))^{2}}{\sum_{i} (x_{i} - \bar{x})^{2}} \right)$$

강봉주

#### [오차 분산의 추정]

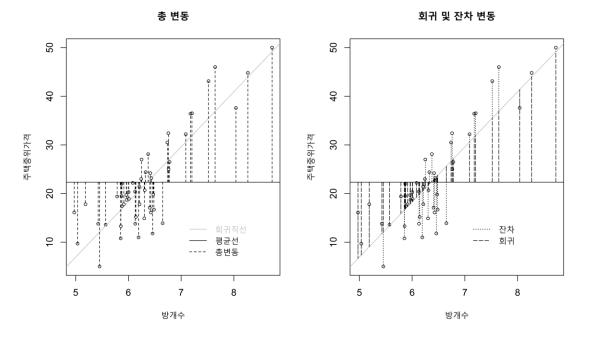
예제)

1) [HOUSING] 데이터에서 방의 개수와 주택 중위값(목표변수)간의 표본의 크기가 100인 회귀분석을 실시하고 난 후 오차 분산을 추정하세요.

검증은 Im() 함수의 Residual standard error 값으로 확인

#### [회귀직선 간의 비교: 변동의 분해로부터]

- $Y_i = \beta_0 + \epsilon_i$ : 절편만 있는 모델(영 모델: null model),  $\hat{\beta}_0 = \bar{Y}$
- $\sum_{i} (Y_i \bar{Y})^2$ : 총 변동
- $Y_i \overline{Y} = (Y_i \hat{Y}_i) + (\hat{Y}_i \overline{Y})$ : 편차의 분해(잔차와 회귀직선)



[회귀직선 간의 비교: 변동의 분해로부터]

- SST = SSE + SSR
- 작 적합된 직선이면 잔차에 의한 변동이 작아야 함
- $R^2 = \frac{SSR}{SST} = 1 \frac{SSE}{SST}$ : 결정계수(coefficient of determination)

• 
$$SSR = \sum_{i} (\hat{Y}_{i} - \bar{Y})^{2} = \hat{\beta}_{1}^{2} \sum_{i} (x_{i} - \bar{x})^{2} = \frac{(\sum_{i} (x_{i} - \bar{x})(Y_{i} - \bar{Y}))^{2}}{\sum_{i} (x_{i} - \bar{x})^{2}}$$

$$R^2 = \frac{\frac{(\Sigma_i(x_i - \bar{x})(Y_i - \bar{Y}))^2}{\Sigma_i(x_i - \bar{x})^2}}{\Sigma_i(Y_i - \bar{Y})^2} = \frac{(\Sigma_i(x_i - \bar{x})(Y_i - \bar{Y}))^2}{\Sigma_i(X_i - \bar{x})^2 \Sigma_i(Y_i - \bar{Y})^2} = (R)^2 : 표본 상관계수의 제곱$$

[회귀직선 간의 비교: 변동의 분해로부터]

예제)

1) 앞의 예제에서 결정계수 값을 구하세요.

#### [모수의 추론]

- 추론의 대상: 회귀 계수, 회귀직선
- $\epsilon_i \sim N(0, \sigma^2), i = 1, ..., n$ : 분포에 대한 가정
- $\sum_{i}(x_i \bar{x})^2 \stackrel{let}{=} c$  (상수값)

$$E(Y_i) = E(\beta_0 + \beta_1 x_i + \epsilon_i) = \beta_0 + \beta_1 x_i$$

$$Var(Y_i) = Var(\beta_0 + \beta_1 x_i + \epsilon_i) = Var(\epsilon_i) = \sigma^2$$

$$Y_i \sim N(\beta_0 + \beta_1 x_i, \sigma^2)$$

#### [모수의 추론]

$$E(\hat{\beta}_{1}) = \frac{1}{c} E\left(\sum_{i} (x_{i} - \bar{x}) Y_{i}\right) = \frac{1}{c} \sum_{i} (x_{i} - \bar{x}) E(Y_{i})$$

$$= \frac{1}{c} \sum_{i} (x_{i} - \bar{x}) (\beta_{0} + \beta_{1} x_{i}) = \frac{1}{c} \beta_{1} c = \beta_{1}$$

$$Var(\hat{\beta}_{1}) = \frac{1}{c^{2}} \sum_{i} (x_{i} - \bar{x})^{2} Var(Y_{i}) = \frac{1}{c^{2}} c\sigma^{2} = \frac{\sigma^{2}}{c} = \frac{\sigma^{2}}{\sum_{i} (x_{i} - \bar{x})^{2}}$$

#### [모수의 추론]

- $\frac{\widehat{\beta}_1 \mathrm{E}(\widehat{\beta}_1)}{\sqrt{\mathrm{Var}(\widehat{\beta}_1)}} = \frac{\widehat{\beta}_1 \beta_1}{\sigma \sqrt{\frac{1}{\Sigma_i (x_i \overline{x})^2}}} \sim N(0, 1) : 오차의 분산을 아는 경우$
- $T = \frac{\widehat{\beta}_1 \beta_1}{\sqrt{\sum_i (x_i \overline{x})^2}} \sim t(n-2)$ : 오차 분산을 모르는 경우
- $\left(\hat{\beta}_1 t_{\frac{\alpha}{2}}(n-2)\frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{\sum_i(x_i-\bar{x})^2}}, \ \bar{x} + t_{\frac{\alpha}{2}}(n-2)\frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{\sum_i(x_i-\bar{x})^2}}\right)$ : 신뢰 구간

#### [모수의 추론]

예제)

1) 앞의 예에서 100개의 표본을 구성한 후 기울기에 대한 95% 신뢰 구간을 구해보세요.

#### [모수의 추론]

■ 회귀 계수에 대한 가설 검증

• 
$$t_0 = \frac{\widehat{\beta}_1 - \beta_1}{\frac{\widehat{\sigma}}{\sqrt{\sum_i (x_i - \overline{x})^2}}} \sim t(n-2)$$
: 오차 분산을 모르는 경우

대립 가설	P값	영가설 기각	
$H_1: \beta_1 > 0$	$p_0 = \Pr(T \ge t_0)$	$t_0 \ge t_\alpha(n-2)$	
$H_1:\beta_1<0$	$p_0 = \Pr(T \ge t_0)$	$t_0 \ge t_{1-\alpha}(n-2)$	
$H_1: \beta_1 \neq 0$	$p_0 = \Pr( T  \ge  t_0 )$	$ t_0  \ge t_{\frac{\alpha}{2}}(n-2)$	

20

#### [모수의 추론]

예제)

1) 앞의 예에서 100개의 표본을 구성한 후 기울기에 대한 대립가설  $H_1: \beta_1 \neq 0$  에 대하여 5% 유의수준으로 검증하세요.

#### [모 회귀직선의 유 의미성에 대한 추론]

■ 변동의 분해 기법 이용(분산분석표 이용): 일반적인 접근 방법

■ SST = SSE +SSR

• 
$$H_0: \beta_1 = 0 \Rightarrow F = \frac{\frac{SSR}{1}}{\frac{SSE}{n-2}} = \frac{MSR}{MSE} \sim F(1, n-2)$$

요인	제곱합	자유도	평균제곱	F값	P값
회귀	SSR	1	$MSR = \frac{SSR}{1}$	$f_0 = \frac{MSR}{MSE}$	$\Pr(F \ge f_0)$
잔차	SSE	n-2	$MSE = \frac{SSE}{n-2}$		
계	SST	n-1			

[모 회귀직선의 유 의미성에 대한 추론]

예제)

1) 앞의 예에서 100개의 표본을 구성한 후 모 회귀직선의 유의미성에 대하여 5% 유의 수준으로 검증하세요. 단, 분산 분석표를 이용하세요.

#### [모 회귀직선의 신뢰 구간]

• 
$$E(\hat{Y}_i) = E(\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_i) = \beta_0 + \beta_1 x_i$$

• 
$$\operatorname{var}(\hat{Y}_i) = \sigma^2 \left( \frac{1}{n} + \frac{(x_i - \bar{x})^2}{c} \right)$$
: 교재 참조

$$\frac{\widehat{\beta}_0 + \widehat{\beta}_1 x_i - (\beta_0 + \beta_1 x_i)}{\widehat{\sigma} \sqrt{\left(\frac{1}{n} + \frac{(x_i - \overline{x})^2}{c}\right)}} \sim t(n - 2)$$

■ 100(1 – a)% 신뢰구간

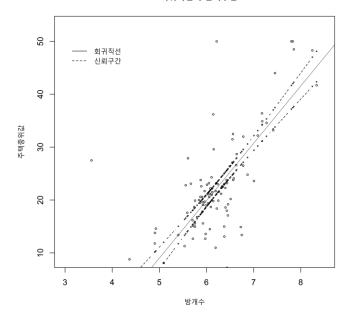
$$\left(\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_i - t_{\frac{\alpha}{2}}(n-2)\hat{\sigma}\sqrt{\left(\frac{1}{n} + \frac{(x_i - \bar{x})^2}{c}\right)}, \qquad \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_i + t_{\frac{\alpha}{2}}(n-2)\hat{\sigma}\sqrt{\left(\frac{1}{n} + \frac{(x_i - \bar{x})^2}{c}\right)}\right)$$

#### [모회귀직선의 신뢰 구간]

• 
$$E(\hat{Y}_i) = E(\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_i) = \beta_0 + \beta_1 x_i$$

• 
$$\operatorname{var}(\hat{Y}_i) = \sigma^2 \left( \frac{1}{n} + \frac{(x_i - \bar{x})^2}{c} \right)$$

#### 모회귀직선의 신뢰구간



- 독립변수의 평균값에서 멀어질 수록 분산이 커짐
- 독립변수의 평균값에서 분산이 제일 작음

- 회귀 분석의 각 종 가정에 대한 분석
- 잔차를 통하여 분석

• 
$$E(r_i) = E(Y_i - \hat{Y}_i) = \beta_0 + \beta_1 x_i - (\beta_0 + \beta_1 x_i) = 0$$

• 
$$Var(r_i) = \sigma^2 \left( 1 - \left( \frac{1}{n} + \frac{(x_i - \bar{x})^2}{c} \right) \right) = \sigma^2 \left( \frac{n-1}{n} - \frac{(x_i - \bar{x})^2}{c} \right), c = \sum_i (x_i - \bar{x})^2$$

- ✓ 잔차의 합은 0이다. 즉, 서로 간의 관련성이 있다.
- ✓ 잔차의 분산은 오차의 분산보다 항상 작다.
- ✓ 잔차의 분산은 독립변수의 평균에서 멀어질수록 작아진다. 즉 잔차의 위치에 따라 분산이 일정하지 않다.

#### [잔차 분석]

• 
$$Z_i = \frac{\epsilon_i - E(\epsilon_i)}{\sqrt{Var(\epsilon_i)}} = \frac{\epsilon_i}{\sigma} = \frac{Y_i - (\beta_0 + \beta_1 x_i)}{\sigma} \sim N(0, 1)$$
: 관측되지 않는 값

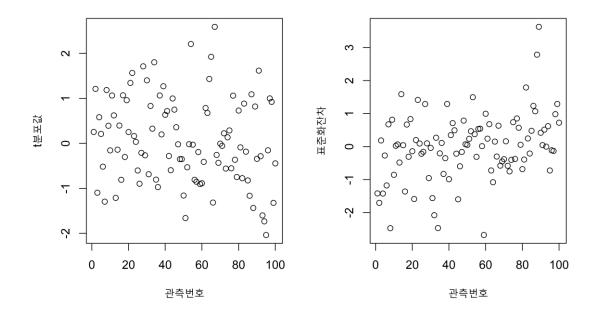
• 
$$T_i = \frac{Y_i - (\widehat{\beta}_0 + \widehat{\beta}_1 x_i)}{\sqrt{\widehat{Var}(r_i)}} = \frac{r_i}{\widehat{\sigma_i}}$$
: 관측되는 버전으로 대치

■ 내부 스튜던트화 잔차(internally Studentized residual), 표준화 잔차(standardized residual)

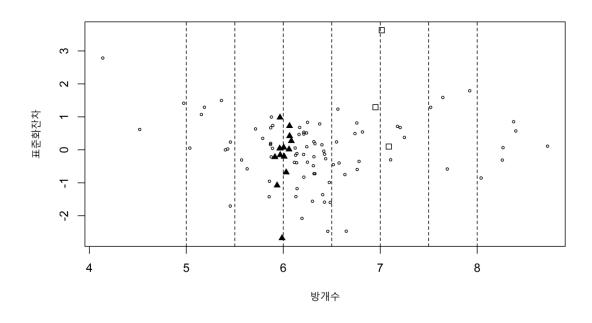
$$\bullet \quad \widehat{\sigma}_i = \widehat{\sigma} \sqrt{\left(1 - \left(\frac{1}{n} + \frac{(x_i - \bar{x})^2}{c}\right)\right)}$$

✓ 표준화 잔차는 잔차의 위치에 무관하게 분산이 일정

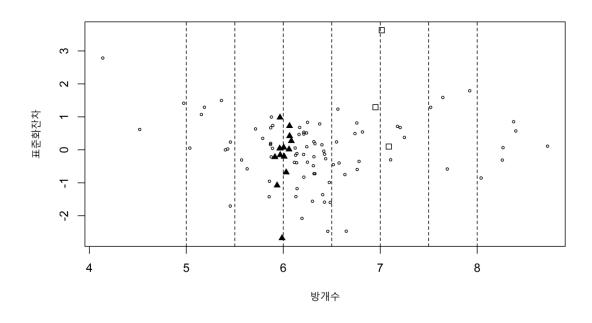
- 독립성에 대한 검증
- 관측 번호에 따른 오차들이 서로 독립: 어떠한 연관성도 없어야 함



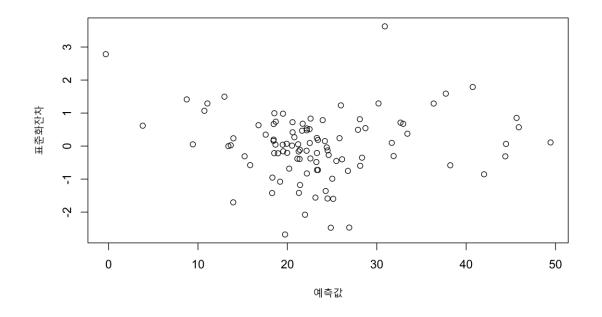
- 등분산성에 대한 검증
- 관측 번호에 따른 오차의 분산들이 일정
- 독립변수의 각 관측값에 관계 없이 오차의 분산들이 일정 등분산성의 의미



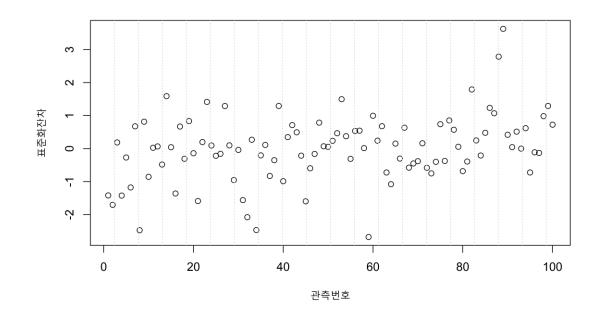
- 등분산성에 대한 검증
- 관측 번호에 따른 오차의 분산들이 일정
- 독립변수의 각 관측값에 관계 없이 오차의 분산들이 일정 등분산성의 의미



- 등분산성에 대한 검증
- 관측 번호에 따른 오차의 분산들이 일정
- 독립변수의 각 관측값에 관계 없이 오차의 분산들이 일정

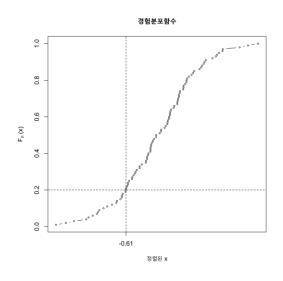


- 등분산성에 대한 검증
- 관측 번호에 따른 오차의 분산들이 일정
- 독립변수의 각 관측값에 관계 없이 오차의 분산들이 일정



- 정규성에 대한 검증: 데이터의 건수가 많으면 그다지 문제가 안됨
- 경험 분포의 분포 함수

■ 
$$F_n(x) = \frac{x \pm \Gamma + \Gamma}{n} = \frac{1}{n} \sum_i 1_{X_i \le x}$$



#### [잔차 분석]

■ 분위수-분위수 그림( QQ plot)

