AI 기초

2019~2020

강봉주

단순 회귀 분석

[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)

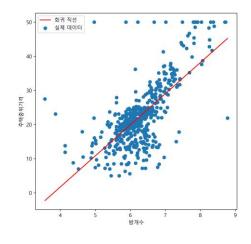
[필요한 패키지]

```
In
        # 필요한 패키지
        import numpy as np
        import matplotlib.pyplot as plt
        import pandas as pd
        import warnings
        warnings.filterwarnings('ignore')
        import scipy
        from scipy import linalg as la
        import scipy.stats as ss
        import scipy.special
        # 한글출력
        plt.rcParams['font.family'] = 'Malgun Gothic'
        plt.rcParams['axes.unicode_minus'] = False
        # 필요한 패키지 2
        import statsmodels.api as sm
        import statsmodels.formula.api as smf
        sm.__version__
        '0.10.1'
0ut
```

[개요]

$$Y = \beta_0 + \beta_1 x + \epsilon$$

- $f(x) = \beta_0 + \beta_1 x = [1 \ x] \begin{bmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \end{bmatrix}$: 모형식
- β_0 는 절편(intercept), β_1 는 기울기 모수(parameter)
- 모수에 대한 1차식



- $\{(x_i, y_i)|i=1,...,n\}:$ 표본
- $y_i \approx \beta_0 + \beta_1 x_i = f(x_i)$ 가 되도록 모수를 추정
- $\epsilon_i = y_i (\beta_0 + \beta_1 x_i)$: 오차
- 오차 제곱합 $\sum_i \epsilon_i^2$ 이 최소가 되도록

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

- β_0, β_1 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:
$$X^TX = \begin{pmatrix} n & \sum_i x_i \\ \sum_i x_i & \sum_i x_i^2 \end{pmatrix}$$

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

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

```
In # 단순 회귀 적합
# 데이터 정의
X = df["rm"]
y = df["medv"]
X = sm.add_constant(X)

# 모델 정의
model = sm.OLS(y, X)
# 모델 적합
fit = model.fit()
# 모델 요약
print(fit.summary())
```

	OLS Regression Results							
	Dep. Variable:		m	======= edv R-squa	======================================		0.484	
	Model:			OLS Adj. I	Adj. R-squared:		0.483	
	Method: Date: Fi Time: No. Observations: Df Residuals:		Least Squa	res F-sta	F-statistic: Prob (F-statistic): Log-Likelihood:		471.8 2.49e-74 -1673.1	
			i, 10 Jan 2	020 Prob				
			16:04	:12 Log-L:				
				506 AIC:			3350. 3359.	
			504	504 BIC:				
	Df Model:			1				
	Covariance	Type:	nonrob	ust				
	=======	coef	std err	t	P>¦t¦	[0.025	0.975]	
	const	-34.6706	2.650	-13.084	0.000	-39.877	-29.465	
	rm	9.1021	0.419	21.722	0.000	8.279	9.925	
	Omnibus:	========	 102.	======= 585 Durbi:	======== n-Watson:	=======	 0.684	
	Prob(Omnibus):		0.	000 Jarque	Jarque-Bera (JB):		612.449	
	Skew:		0.	726 Prob(.	JB):		1.02e-133	
	Kurtosis:		8.	190 Cond.	Cond. No.		58.4	

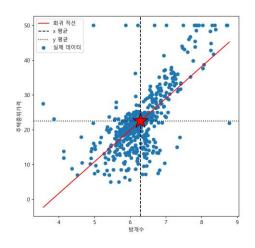
[모수의 추정]

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

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

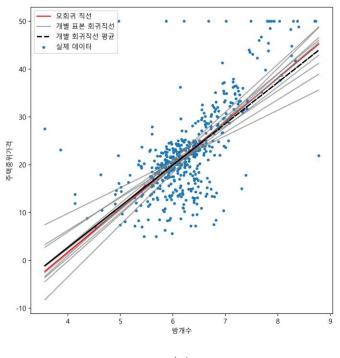
$$\hat{y}_i = \bar{y} + \hat{\beta}_1(x_i - \bar{x}) \Rightarrow \hat{y}_i - \bar{y} = \hat{\beta}_1(x_i - \bar{x})$$

■ 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
- 중복허용, 표본크기 100, 10개의 표본



[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

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

[회귀직선의 분포에 대한 가정]

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

•
$$E(Y_i|x_i)=f(x_i)=eta_0+eta_1x_i=[1\ x_i]egin{bmatrix} eta_0 \ eta_1 \end{bmatrix}$$
: 모형식

- $\hat{Y}_i = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_i$: 최소 제곱법에 의한 추정
- 예측값의 계산

$$\hat{y}_1 = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_1$$

$$\hat{y}_2 = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_2 = X \hat{\beta}$$
...
$$\hat{y}_n = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_n$$

[오차 분산의 추정]

- 회귀식에서 마지막 남은 모수에 대한 추정
- $r_i = Y_i \hat{Y}_i$: 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

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

[오차 분산의 추정]

[오차 분산의 추정]

```
In # 데이터 구성
sample_size = 100

np.random.seed(123)
# 중복 허용
index = np.random.choice(np.arange(len(df)), size=sample_size)

X = df.loc[index, "rm"]
y = df.loc[index, "medv"]
X = sm.add_constant(X)

Out
```

[오차 분산의 추정]

```
In # 모델 적합
fit = sm.OLS(y, X).fit()
pred = fit.predict(sm.add_constant(df.loc[index, "rm"]))

# RMSE 계산
MSE = np.sum((y-pred)**2) / (sample_size-2)
RMSE = np.sqrt(MSE)
RMSE.round(3)

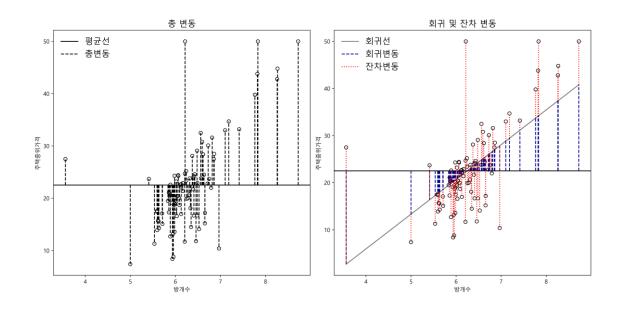
Out 7.022
```

[오차 분산의 추정]

In	# 함수 결과와 확인
	<pre>np.sqrt(fit.mse_resid).round(3)</pre>
0ut	7.022

[회귀직선 간의 비교와 변동의 분해]

- $Y_i = \beta_0 + \epsilon_i$: 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 비교와 변동의 분해]

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

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

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

[회귀직선 간의 비교와 변동의 분해]

- 수정된 결정 계수: Adjusted R squared
- $-1 \frac{(1-R^2)(n-1)}{n-p}$
- R^2 의 단점을 보완: 변수의 개수가 많아지면 R^2 는 지속적으로 증가

[회귀직선 간의 비교와 변동의 분해]

[회귀직선 간의 비교와 변동의 분해]

```
In # 모델 적합
fit = sm.OLS(y, X).fit()
pred = fit.predict(sm.add_constant(df.loc[index, "rm"]))

# R^2 계산
SST = np.sum((y-np.mean(y))**2)
SSE = np.sum((y-pred)**2)
SSR = SST - SSE
R2 = SSR/SST
R2.round(3)

Out 0.394
```

[회귀직선 간의 비교와 변동의 분해]

```
In # adj R^2 계산
adjR2 = 1 - (1-R2)*(sample_size-1) / (sample_size - 2)
adjR2.round(3)
Out 0.388
```

[회귀직선 간의 비교와 변동의 분해]

```
In # 결과값 확인
res = np.array([fit.rsquared, fit.rsquared_adj])
res.round(3)
Out array([0.394, 0.388])
```

[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]

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

[모수의 추론]

예제 [HOUSING] 자료에서 크기가 100인 표본을 추출하여 종속변수를 주택중위가격(medv), 독립변수를 방의 개수(rm)로 하여 선형회귀 모형을 적합 시킬 때 모수에 대한 신뢰구간을 구해보자. 단, 신뢰수준은 95%로 한다.

[모수의 추론]

예제 [HOUSING] 자료에서 크기가 100인 표본을 추출하여 종속변수를 주택중위가격(medv), 독립변수를 방의 개수(rm)로 하여 선형회귀 모형을 적합 시킬 때 모수에 대한 신뢰구간을 구해보자. 단, 신뢰수준은 95%로 한다.

```
In
        # 적합된 모델 정보로 부터
        # 추정된 회귀 직선의 기울기
         beta = fit.params[1]
         # t 분포의 분위수 계산
         alpha = 0.05
        t = ss.t.ppf(1-alpha/2, df=sample size-2)
        # 오차표준오차 계산
         sigma = np.sqrt(fit.mse resid)
        # 데이터 제곱합 계산
        x = X.iloc[:,1]
         c = np.sum((x-np.mean(x))**2)
        # 신뢰구간 계산
         bse = sigma / np.sqrt(c)
         conf = np.array([beta - t*bse, beta + t*bse])
         conf.round(3)
0ut
         array([5.542, 9.211])
```

[모수의 추론]

예제 [HOUSING] 자료에서 크기가 100인 표본을 추출하여 종속변수를 주택중위가격(medv), 독립변수를 방의 개수(rm)로 하여 선형회귀 모형을 적합 시킬 때 모수에 대한 신뢰구간을 구해보자. 단, 신뢰수준은 95%로 한다.

```
In # 결과 확인
fit.conf_int(alpha=0.05).loc['rm', :].round(3)

Out 0 5.542
1 9.211
Name: rm, dtype: float64
```

[모수의 추론]

■ 회귀 계수에 대한 가설 검증

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

[모수의 추론]

예제 [HOUSING] 자료에서 크기가 100인 표본을 추출하여 종속변수를 주택중위가격(medv), 독립변수를 방의 개수(rm)로 하여 선형회귀 모형을 적합 시킬 때 모수에 대한 유의성을 검증해보자. 단, 유의수준은 5%로 한다.

[모수의 추론]

예제 [HOUSING] 자료에서 크기가 100인 표본을 추출하여 종속변수를 주택중위가격(medv), 독립변수를 방의 개수(rm)로 하여 선형회귀 모형을 적합 시킬 때 모수에 대한 유의성을 검증해보자. 단, 유의수준은 5%로 한다.

```
In # 검정 통계량: t0 값 계산
tvalue = beta / (sigma / np.sqrt(c))

# p-value 계산: tvalue > 0 이므로
pvalue = 2*(1 - ss.t.cdf(tvalue, df=sample_size-2))

np.array([tvalue, pvalue]).round(3)

Out array([7.98, 0. ])
```

[모수의 추론]

예제 [HOUSING] 자료에서 크기가 100인 표본을 추출하여 종속변수를 주택중위가격(medv), 독립변수를 방의 개수(rm)로 하여 선형회귀 모형을 적합 시킬 때 모수에 대한 유의성을 검증해보자. 단, 유의수준은 5%로 한다.

```
In # 결과 확인
np.array([fit.tvalues['rm'], fit.pvalues['rm']]).round(3)
Out array([7.98, 0. ])
```

[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 [HOUSING] 자료에서 크기가 100인 표본을 추출하여 종속변수를 주택중위가격(medv), 독립변수를 방의 개수(rm)로 하여 선형회귀 모형을 적합 시킬 때 분산분석에 의한 회귀직선의 유의미성을 검증해보자. 단, 유의수준은 5%로 한다.

[모 회귀직선의 유 의미성에 대한 추론]

예제 [HOUSING] 자료에서 크기가 100인 표본을 추출하여 종속변수를 주택중위가격(medv), 독립변수를 방의 개수(rm)로 하여 선형회귀 모형을 적합 시킬 때 분산분석에 의한 회귀직선의 유의미성을 검증해보자. 단, 유의수준은 5%로 한다.

```
In # f 통계량의 계산
fvalue = fit.mse_model / fit.mse_resid

# p-value의 계산
pvalue = 1 - ss.f.cdf(fvalue, dfn=fit.df_model, dfd= fit.df_resid)

np.array([fvalue, pvalue]).round(3)

Out array([63.674, 0. ])
```

[모 회귀직선의 유 의미성에 대한 추론]

예제 [HOUSING] 자료에서 크기가 100인 표본을 추출하여 종속변수를 주택중위가격(medv), 독립변수를 방의 개수(rm)로 하여 선형회귀 모형을 적합 시킬 때 분산분석에 의한 회귀직선의 유의미성을 검증해보자. 단, 유의수준은 5%로 한다.

```
In # 결과 확인
np.array([fit.fvalue, fit.f_pvalue]).round(3)
Out array([63.674, 0. ])
```

[모 회귀직선 신뢰 구간]

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

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

$$\widehat{\sigma}_{n} + \widehat{\beta}_{1} x_{i} - (\beta_{0} + \beta_{1} x_{i}) \sim t(n-2)$$

$$\widehat{\sigma}_{n} + \frac{(x_{i} - \overline{x})^{2}}{c}$$

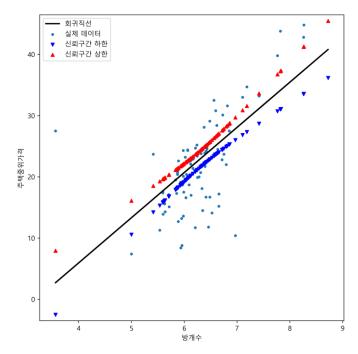
■ 100(1 – a)% 신뢰구간

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

[모회귀직선의 신뢰 구간]

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

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



- 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
- ✓ 즉, 평균과 분산은 각각 0과 1

[잔차 분석]

[잔차 분석]

```
# 표준화 잔차(내부 스튜던트화 잔차) 계산
In
         import statsmodels.formula.api as smf
         # 데이터 구성
         sample size = 100
         np.random.seed(123)
         index = np.random.choice(np.arange(len(df)), size=sample size, replace=False)
         sdf = df.loc[index]
         # 회귀 직선 적합
         res = smf.ols('medv ~ rm', data=sdf).fit()
         # 결과 확인
         print(res.summary())
```

[잔차 분석]

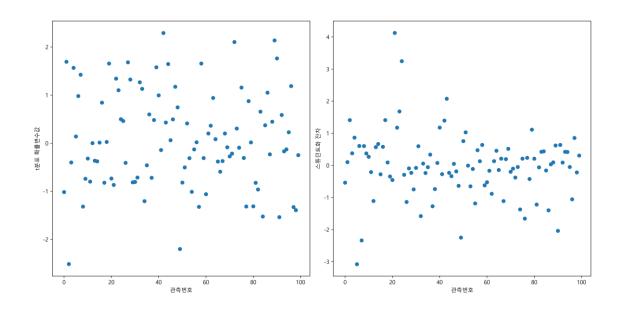
```
In # 표준화 잔차 또는 내부 스튜던트화 잔차 계산
x = sdf['rm']
x_centered = np.array(x - x.mean())**2
c = np.sum(x_centered)
ti = res.resid / np.sqrt((res.mse_resid)*(1-(1/res.nobs+x_centered/c)))
ti.head(3).round(3)

Out 410 -0.538
85 0.101
280 1.412
dtype: float64
```

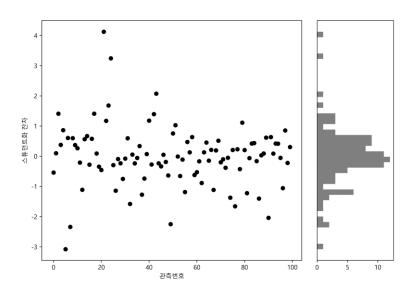
[잔차 분석]

```
In # 결과 확인
infl = res.get_influence()
r_standard = infl.resid_studentized
r_standard[:3].round(3)
Out array([-0.538, 0.101, 1.412])
```

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

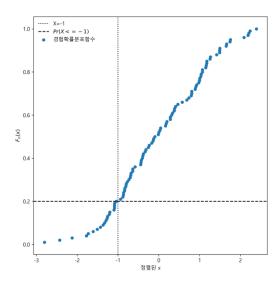


- 등분산성에 대한 검증
- 관측 번호에 따른 오차의 분산들이 일정



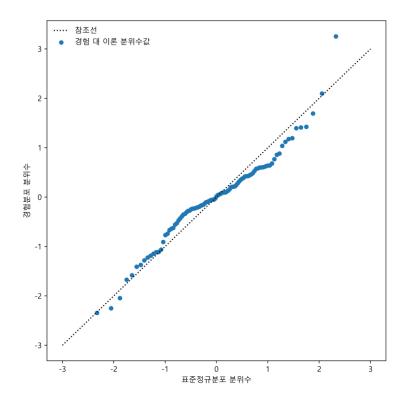
- 정규성에 대한 검증: 데이터의 건수가 많으면 그다지 문제가 안됨
- 경험 분포의 분포 함수 대 이론적 분포의 분포함수와의 비교

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



[잔차 분석]

■ 분위수-분위수 그림(QQ plot)



[잔차 분석]

■ 히스토그램

