# 4.2 선형회귀분석의 기초

회귀분석은 독립변수 x에 대응하는 종속변수 y와 가장 비슷한 값  $\hat{y}$ 를 출력하는 함수 f(x)를 찾는 과정이다.

$$\hat{y} = f(x) \approx y$$

만약 f(x)가 다음과 같은 선형함수면 이 함수를 **선형회귀모형(linear regression model)**이라고 한다. 선형회귀모형을 사용하는 회귀분석은 선형회귀분석이라고 한다.

$$\hat{y} = w_0 + w_1 x_1 + w_2 x_2 + \dots + w_D x_D = w_0 + w^T x$$

위 식에서 독립변수  $x=(x_1,x_2,\ldots,x_D)$ 는 D차원 벡터다. 가중치 벡터  $w=(w_0,\cdots,w_D)$ 는 함수 f(x)의 계수(coefficient)이자 이 선형회귀모형의 **모수(parameter)**라고 한다.

# 상수항 결합

회귀분석모형 수식을 간단하게 만들기 위해 다음과 같이 상수항을 독립변수 데이터에 추가하는 것을 **상수항 결합**(bias augmentation)작업이라고 한다.

$$x_{i} = \begin{bmatrix} x_{i1} \\ x_{i2} \\ \vdots \\ x_{iD} \end{bmatrix} \rightarrow x_{i,a} = \begin{bmatrix} 1 \\ x_{i1} \\ x_{i2} \\ \vdots \\ x_{iD} \end{bmatrix}$$

상수항 결합을 하게 되면 모든 원소가 1인 벡터가 입력 데이터 행렬에 추가된다.

$$X = \begin{bmatrix} x_{11} & x_{12} & \cdots & x_{1D} \\ x_{21} & x_{22} & \cdots & x_{2D} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ x_{N1} & x_{N2} & \cdots & x_{ND} \end{bmatrix} \rightarrow X_a = \begin{bmatrix} 1 & x_{11} & x_{12} & \cdots & x_{1D} \\ 1 & x_{21} & x_{22} & \cdots & x_{2D} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & x_{N1} & x_{N2} & \cdots & x_{ND} \end{bmatrix}$$

이렇게 되면 전체 수식이 다음과 같이 상수항이 추가된 가중치 벡터 w와 상수항이 추가된 입력 데이터 벡터 x의 내적으로 간단히 표시된다.

$$f(x) = w_0 + w_1 x_1 + w_2 x_2 + \dots + w_D x_D = \begin{bmatrix} 1 & x_1 & x_2 & \dots & x_D \end{bmatrix} \begin{bmatrix} w_0 \\ w_1 \\ w_2 \\ \vdots \\ w_D \end{bmatrix} = x_a^T w_a = w_a^T x_a$$

일반적으로 선형회귀모형은 항상 상수항 결합을 하기 때문에 특별히 벡터 기호를  $x_a$  또는  $w_a$ 라고 표시하지 않아도 상수항 결합이 되어있는 것으로 볼 수 있다.

statsmodels 패키지는 상수항 결합을 위한 add\_constant 함수를 제공한다.

#### In [1]:

```
X0 = np.arange(10).reshape(5, 2)
X0
```

### Out[1]:

```
array([[0, 1],
[2, 3],
[4, 5],
[6, 7],
[8, 9]])
```

### In [2]:

```
import statsmodels.api as sm

X = sm.add_constant(X0)
X
```

### Out[2]:

```
array([[1., 0., 1.],

[1., 2., 3.],

[1., 4., 5.],

[1., 6., 7.],

[1., 8., 9.]])
```

# 최소자승법

최소자승법(OLS: Ordinary Least Squares)는 잔차제곱합(RSS: Residual Sum of Squares)를 최소화하는 가중치벡터를 구하는 방법이다.

우리가 사용하는 예측 모형은 다음과 같이 상수항이 결합된 선형모형이다.

$$\hat{y} = Xw$$

이때 잔차 벡터(residual vector) e는

$$e = v - \hat{v} = v - Xw$$

이고 잔차 제곱합(RSS:residual sum of squares)은

RSS = 
$$e^T e$$
  
=  $(y - Xw)^T (y - Xw)$   
=  $y^T y - 2y^T Xw + w^T X^T Xw$ 

이다. 잔차의 크기(잔차 제곱합)를 가장 작게 하는 가중치 벡터를 구하기 위해 이 식을 미분하여 잔차 제곱합의 그레디언트(gradient) 벡터를 구하면 다음과 같다.

$$\frac{dRSS}{dw} = -2X^{T}y + 2X^{T}Xw$$

잔차가 최소가 되는 최적화 조건은 그레디언트 벡터가 0벡터이어야 하므로 다음 식이 성립한다.

$$\frac{dRSS}{dw} = 0$$

$$X^T X w^* = X^T y$$

만약  $X^T X$  행렬의 역행렬이 존재한다면 다음처럼 최적 가중치 벡터  $w^*$ 를 구할 수 있다.

$$w^* = (X^T X)^{-1} X^T y$$

 $X^TX$  행렬의 역행렬이 존재하고 위에서 구한 값이 최저값이 되려면 잔차 제곱합의 헤시안 행렬인  $X^TX$ 가 양의 정부호(positive definite)이어야 한다.

$$\frac{d^2 RSS}{dw^2} = 2X^T X > 0$$

X의 각 행렬이 서로 독립(X가 풀랭크)이 아니면  $X^TX$ 가 양의 정부호가 아니고 역행렬이 존재하지 않으므로 위와 같은 해를 구할 수 없다.

# 직교 방정식

여기에서 그레디언트가 0벡터가 되는 관계를 나타내는 다음 식을 직교 방정식(normal equation)이라고 한다.

$$X^T y - X^T X w = 0$$

$$X^T(y - Xw) = 0$$

$$X^T e = 0$$

즉,  $c_d$ 가 모든 데이터의 d번째 차원의 원소로 이루어진 데이터 벡터(특징 행렬의 열벡터)라고 할 때 모든 차원 d ( $d=0,\ldots,D$ )에 대해  $c_d$ 는 잔차 벡터 e와 직교다.

$$c_d^T e = 0 \quad (d = 0, \dots, D)$$

또는

$$c_d \perp e \quad (d = 0, \dots, D)$$

직교 방정식으로부터 다음과 같은 성질을 알 수 있다.

(1) 모형에 상수항이 있는 경우에 잔차 벡터의 원소의 합은 0이다. 즉, 잔차의 평균은 0이다.

$$\sum_{i=0}^{N} e_i = 0$$

(2) x 데이터의 평균값  $\bar{x}$ 에 대한 예측값은 y 데이터의 평균값  $\bar{y}$ 이다.

$$\bar{y} = w^T \bar{x}$$

1번 성질은 상수항 결합이 되어 있으면 X의 첫번째 열이 1-벡터라는 것을 이용하여 증명할 수 있다.

$$c_0^T e = \mathbf{1}^T e = \sum_{i=0}^N e_i = 0$$

2번 성질은 다음처럼 증명한다.

$$\bar{y} = \frac{1}{N} \mathbf{1}^T y$$

$$= \frac{1}{N} \mathbf{1}^T (Xw + e)$$

$$= \frac{1}{N} \mathbf{1}^T Xw + \frac{1}{N} \mathbf{1}^T e$$

$$= \frac{1}{N} \mathbf{1}^T Xw$$

$$= \frac{1}{N} \mathbf{1}^T \left[ c_1 \quad \cdots \quad c_M \right] w$$

$$= \left[ \frac{1}{N} \mathbf{1}^T c_1 \quad \cdots \quad \frac{1}{N} \mathbf{1}^T c_D \right] w$$

$$= \left[ \bar{c}_1 \quad \cdots \quad \bar{c}_D \right] w$$

$$= \bar{x}^T w$$

# NumPy를 이용한 선형 회귀분석

이제 NumPy의 선형대수 기능을 사용하여 OLS 방법으로 선형 회귀분석을 해보자. 우선 make\_regression 명령을 사용하여 다음과 같이 1차원 특징 데이터 x와 이 값에 의존하는 y를 만든다.

### In [3]:

```
from sklearn.datasets import make_regression

bias = 100
X0, y, w = make_regression(
    n_samples=200, n_features=1, bias=bias, noise=10, coef=True, random_state=1)
X = sm.add_constant(X0)
y = y.reshape(len(y), 1)
```

우리가 준 바이어스 값은 100이고 make\_regression 명령이 생성한 모수 값은 다음과 같다.

#### In [4]:

W

### Out [4]:

array(86.44794301)

따라서 x와 y는 다음과 같은 관계를 가진다.

$$v = 100 + 86.44794301x + \epsilon$$

위에서 구한 수식을 이용하여 선형회귀 계수를 추정하면 다음과 같다.

#### In [5]:

```
# OLS 해를 직접 이용하는 방법
w = np.linalg.inv(X.T @ X) @ X.T @ y
w
```

### Out[5]:

```
array([[99.79150869], [86.96171201]])
```

즉, 최소자승법으로 구한 선형회귀모형은 다음과 같다.

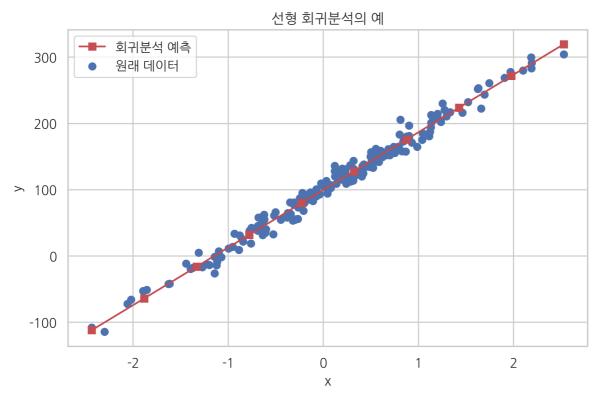
$$\hat{y} = 99.79150869 + 86.96171201x$$

- 이 결과에서 알 수 있는 것은 선형 회귀를 통해 구한 가중치 벡터는 정답과 비슷하지만 똑같지는 않다는 점이다.
- 이 식에 여러가지 x값을 대입하여  $\hat{v}$ 을 구해본 결과를 원래 데이터와 비교하면 다음 그림과 같다.

# In [6]:

```
x_new = np.linspace(np.min(X0), np.max(X0), 10)
X_new = sm.add_constant(x_new) # 상수항 결합
y_new = np.dot(X_new, w)

plt.scatter(X0, y, label="원래 데이터")
plt.plot(x_new, y_new, 'rs-', label="회귀분석 예측")
plt.xlabel("x")
plt.ylabel("y")
plt.title("선형 회귀분석의 예")
plt.legend()
plt.show()
```



# scikit-learn 패키지를 사용한 선형 회귀분석

scikit-learn 패키지를 사용하여 선형 회귀분석을 하는 경우에는 linear\_model 서브 패키지의 LinearRegression 클래스를 사용한다. 사용법은 다음과 같다.

(1) LinearRegression 클래스 객체를 생성한다.

```
model = LinearRegression(fit_intercept=True)
```

fit\_intercept 인수는 모형에 상수항이 있는가 없는가를 결정하는 인수이다. 디폴트 값이 True 다. 만약 상수항이 없으면 fit\_intercept=False 로 설정한다.

(2) fit 메서드로 가중치 값을 추정한다. 상수항 결합을 자동으로 해주므로 사용자가 직접 add\_constant 등의 명령를 써서 상수항 결합을 할 필요는 없다.

```
model = model.fit(X, y)
```

fit 메서드를 호출하면 모형 객체는 다음과 같은 속성을 가지게 된다. 또한 fit 메서드는 객체 자신을 반환한다.

- coef\_ : 추정된 가중치 벡터
- intercept\_ : 추정된 상수항
- (3) predict 메서드로 새로운 입력 데이터에 대한 출력 데이터 예측

```
y_new = model.predict(x_new)
```

위 예제를 LinearRegression 클래스로 선형회귀를 하면 다음과 같다.

#### In [7]:

```
from sklearn.linear_model import LinearRegression
model = LinearRegression().fit(X0, y)
print(model.intercept_, model.coef_)
```

```
[99.79150869] [[86.96171201]]
```

predict 메서드를 사용하면 새로운  $x_{new}$  값에 대응하는 y 값을 예측할 수 있다.  $x_{new}$  값으로 2차원 배열을 써야한다는 점을 주의한다.

#### In [8]:

```
model.predict([[-2], [-1], [0], [1], [2]])
```

#### Out[8]:

# statsmodels 패키지를 사용한 선형 회귀분석

statsmodels 패키지에서는 OLS 클래스를 사용하여 선형 회귀분석을 실시한다. OLS 클래스 사용법은 다음과 같다.

- 1. 독립변수와 종속변수가 모두 포함된 데이터프레임 생성. 상수항 결함은 하지 않아도 된다.
- 2. OLS 클래스 객체 생성. 이 때 from\_formula 메서드의 인수로 종속변수와 독립변수를 지정하는 formula 문자 열을 넣는다. data 인수로는 독립변수와 종속변수가 모두 포함된 데이터프레임을 넣는다.

```
model = OLS.from_formula(formula, data=df)
```

또는 독립변수만 있는 데이터프레임 dfX 와 종속변수만 있는 데이터프레임 dfy 를 인수로 넣어서 만들 수도 있다. 이 때는 독립변수만 있는 데이터프레임 dfX 가 상수항을 가지고 있어야 한다.

```
model = OLS(dfy, dfX)
```

3. fit 메서드로 모형 추정. scikit-learn 패키지와 달리 추정 결과는 별도의 RegressionResults 클래스 객체로 출력된다.

```
result = model.fit()
```

4. RegressionResults 클래스 객체는 결과 리포트용 summary 메서드와 예측을 위한 prediction 메서드를 제공한다.

```
print(result.summary())

y_new = result.predict(x_new)
```

이 때, 예측을 위한 데이터는 추정시와 동일하게 상수항 결합을 해 주어야 한다.

위 1차원 데이터 예제를 statsmodels의 OLS 명령으로 선형회귀를 하면 다음과 같다. 우선 독립변수와 종속변수가 모두 포함된 데이터프레임 생성. 상수항 결함은 하지 않아도 된다.

### In [9]:

```
df = pd.DataFrame({"x": X0[:, 0], "y": y[:, 0]})
df
```

# Out [9]:

	X	У
0	0.232495	127.879017
1	-0.038696	93.032914
2	0.550537	161.857508
3	0.503185	141.692050
4	2.186980	283.260119
195	-0.172428	87.874277
196	-1.199268	-13.626664
197	1.462108	216.106619
198	1.131629	212.743149
199	0.495211	150.017589

### 200 rows × 2 columns

다음으로 모델 객체를 만든다. 독립변수만 있는 데이터프레임 dfX 와 종속변수만 있는 데이터프레임 dfv 를 인

수로 넣어서 만들 수도 있다. 이 때는 수동으로 상수항 추가를 해주어야 한다.

# In [10]:

```
dfy = df[["y"]]
dfX = sm.add_constant(df[["x"]])
model = sm.OLS(dfy, dfX)
result = model.fit()
```

또는 formula 문자열을 사용하여 모형을 만들 수도 있다. formula 문자열을 만드는 방법은 ~ 기호의 왼쪽에 종속 변수의 이름을 넣고 ~ 기호의 오른쪽에 독립변수의 이름을 넣는다. 만약 독립변수가 여러개일 경우에는 patsy 패키지의 formula 문자열을 만드는 법을 따른다.

### In [11]:

```
model = sm.OLS.from_formula("y ~ x", data=df)
result = model.fit()
```

RegressionResults 클래스 객체의 summary 메서드는 복잡한 형태의 보고서를 보여준다. 보고서의 자세한 내용에 대해서는 확률적 회귀모형에서 추후 설명한다. 여기에서는 coef 열의 값이 가중치값이라는 것만 알면 된다.

### In [12]:

```
print(result.summary())
```

OLS Regression Results								
Dep. Variable: Model: Method: Date: Time: No. Observations: Df Residuals: Df Model: Covariance Type:		y OLS Least Squares Mon, 18 Nov 2019 21:54:22 200 198 1 nonrobust		R-squared: Adj. R-squared: F-statistic: Prob (F-statistic): Log-Likelihood: AIC: BIC:		:	0.985 0.985 1.278e+04 8.17e-182 -741.28 1487. 1493.	
	coef	std err		t	P> t	[0.025	0.975]	
Intercept x	99.7915 86.9617			.592 .058	0.000 0.000	98.402 85.445	101.181 88.479	
Omnibus: Prob(Omnibus Skew: Kurtosis:	3):	0	.418 .492 .121 .262	Jarqı	in-Watson: ue-Bera (JB): (JB): . No.		1.690 1.059 0.589 1.16	

#### Warnings:

[1] Standard Errors assume that the covariance matrix of the errors is correctly spe cified.

RegressionResults 클래스 객체의 predict 메서드를 사용하면 새로운  $x_{new}$  값에 대응하는 y 값을 예측할 수있다.

### In [13]:

```
result.predict({"x": [-2, -1, 0, 1, 2] })
```

## Out[13]:

0 -74.131915 1 12.829797 2 99.791509 3 186.753221 4 273.714933 dtype: float64

RegressionResults 클래스는 분석 결과를 다양한 속성에 저장해주므로 추후 사용자가 선택하여 활용할 수 있다. 자주 사용되는 속성으로는 다음과 같은 것들이 있다.

params : 가중치 벡터resid : 잔차 벡터

가중치 벡터의 값은 다음처럼 확인한다.

### In [14]:

result.params

### Out[14]:

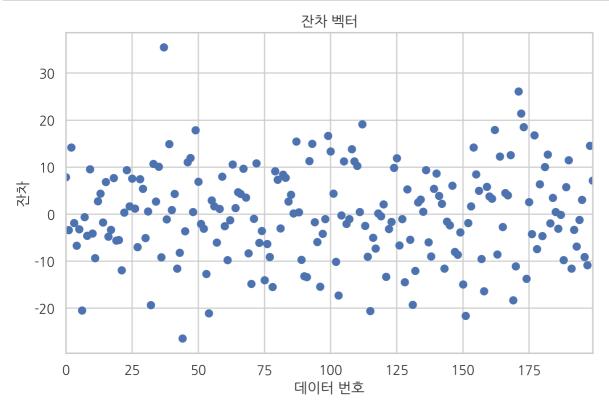
Intercept 99.791509 x 86.961712

dtype: float64

잔차 벡터의 형태는 다음과 같다.

### In [15]:

```
result.resid.plot(style="o")
plt.title("잔차 벡터")
plt.xlabel("데이터 번호")
plt.ylabel("잔차")
plt.show()
```



직교방정식에서 나온 두 가지 성질이 성립하는지 살펴보자. 우선 잔차의 합을 구하면 0이라는 것을 알 수 있다.

# In [16]:

```
result.resid.sum()
```

### Out[16]:

3.7339020764193265e-12

다음으로 x의 평균값을 넣으면 y의 평균값과 같은 값이 나온다는 것도 확인할 수 있다.

# In [17]:

```
result.predict({"x": X0.mean()})
```

### Out[17]:

0 109.069351 dtype: float64

# In [18]:

y.mean()

# Out[18]:

109.06935068170775

# 보스턴 집값 예측

보스턴 집값 데이터를 statsmodels의 OLS 명령으로 분석한 결과는 다음과 같다.

#### In [19]:

```
from sklearn.datasets import load_boston
boston = load_boston()
dfXO = pd.DataFrame(boston.data, columns=boston.feature_names)
dfX = sm.add\_constant(dfX0)
dfy = pd.DataFrame(boston.target, columns=["MEDV"])
model\_boston2 = sm.OLS(dfy, dfX)
result_boston2 = model_boston2.fit()
print(result_boston2.summary())
```

### OLS Regression Results

Dep. Varia Model: Method: Date: Time: No. Observ Df Residua Df Model: Covariance	Mo ations: Is:	Least Squa on, 18 Nov 2 21:54 nonrob	OLS Adj. ares F-st. 2019 Prob 1:23 Log- 506 AIC: 492 BIC:	uared: R-squared: atistic: (F-statisti Likelihood:	c):	0.741 0.734 108.1 6.72e-135 -1498.8 3026. 3085.
	coef	std err	t	P> t	[0.025	0.975]
const	36.4595	5.103	7.144	0.000	26.432	46.487
CRIM	-0.1080	0.033	-3.287	0.001	-0.173	-0.043
ZN	0.0464	0.014	3.382	0.001	0.019	0.073
INDUS	0.0206	0.061	0.334	0.738	-0.100	0.141
CHAS	2.6867	0.862	3.118	0.002	0.994	4.380
NOX	-17.7666	3.820	-4.651	0.000	-25.272	-10.262
RM	3.8099	0.418	9.116	0.000	2.989	4.631
AGE	0.0007	0.013	0.052	0.958	-0.025	0.027
DIS	-1.4756	0.199	-7.398	0.000	-1.867	-1.084
RAD	0.3060	0.066	4.613	0.000	0.176	0.436
TAX	-0.0123	0.004	-3.280	0.001	-0.020	-0.005
PTRAT I O	-0.9527	0.131	-7.283	0.000	-1.210	-0.696
В	0.0093	0.003	3.467	0.001	0.004	0.015
LSTAT	-0.5248 	0.051	-10.347	0.000	-0.624	-0.425
Omnibus: Prob(Omnib Skew: Kurtosis:	us):	1.	000 Jarq 521 Prob	in-Watson: ue-Bera (JB) (JB): . No.	:	1.078 783.126 8.84e-171 1.51e+04

### Warnings:

- [1] Standard Errors assume that the covariance matrix of the errors is correctly spe
- [2] The condition number is large, 1.51e+04. This might indicate that there are strong multicollinearity or other numerical problems.

### 따라서 보스턴 집값을 예측하는 식은 다음과 같다.

```
y = 36.4595 - 0.1080 \text{ CRIM} + 0.0464 \text{ ZN} + 0.0206 \text{ INDUS} + 2.6867 \text{ CHAS}
  -17.7666 \text{ NOX} + 3.8099 \text{ RM} + 0.0007 \text{ AGE} - 1.4756 \text{ DIS} + 0.3060 \text{ RAD}
  -0.0123 \text{ TAX} - 0.9527 \text{ PTRATIO} + 0.0093 \text{ B} - 0.5248 \text{ LSTAT}
```