# 독립 변수와 종속 변수

- Y: dependent / response variable
- X1, X2, ..., Xn: independent / predictor variables
- 1) 어떤 변수가 독립변수와 관련이 있는지
- 2) 관련이 있다면 어떤 관계를 가지는지 (선형 관계 등)
- 3) 독립 변수 Y를 예측하는데 사용할 수 있는 변수인지

# **Simple Linear Regression**

- simple linear regression model:
  - 두 변수에 대해(X, Y).
  - 한 변수의 변화에 따른 다른 변수의 변화 정도를 정량화/수치화한 것
  - 두 변수는 선형관계를 이루고 있다고 있다고 판단할 때 사용(선형 방정식 형태)\*
  - x로부터 v 값을 예측하기 위해 사용할 수 있음

# Regression Equation 회귀 방정식

$$Y = b_0 + b_1 X$$

- β0: intercept 절편, β1: slope 기울기
- response variable Y를 가장 잘 예측(predict)할 수 있는 방정식을 찾아야 함

# **Least Squares Method**

- regression model을 구성하는 최적의 파라미터 β0, β1, ...를 찾기 위해 사용하는 방법
- 어떤 모델을 사용하여 예측한 값(fitted value / predicted value)과 실제값(real value)의 차이인 residual(잔차)를 계산하여 사용

예를 들어 어떤 데이터쌍 (Xi, Yi)가 아래의 관계를 가질때, (ei: 데이터가 서로 완벽히 선형관계를 이루지 않아 발생하는 차이(error))

$$Y_i = b_0 + b_1 X_i + e_i$$

위 식을 추정하여 만든 regression model과, 해당 모델을 사용하여 Xi에 대한 Yi(y-hat)를 예측한 값은 아래처럼 나타낼 수 있음

$$\hat{Y}_i = \hat{b}_0 + \hat{b}_1 X_i$$

이때 Xi에 대응하는 실제값 Yi와 모델로 예측한 값 y-hat의 차이를 Xi에 대한 residual라고 함

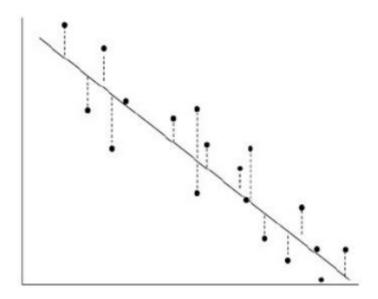
$$\hat{e}_i = Y_i - \hat{Y}_i$$

residual들이 서로 값을 상쇄하는 것을 막기 위해 제곱하여 합한 값으로 학습 시 모델 성능을 평가하며, 이 값을 잔차제곱합(RSS; Residual Sum of Squares)이라고 하며

<sup>\*</sup>산점도(scatter plot), 상관계수(p)를 이용하여 두 변수의 선형 관계를 확인할 수 있음

$$RSS = \sum_{i=1}^{n} (Y_i - \hat{Y}_i)^2 = \sum_{i=1}^{n} (Y_i - \hat{b}_0 - \hat{b}_1 X_i)^2$$

해당 값이 최소가 되는 β0, β1를 찾는 방법을 Least Squares Method (Ordinary Least Squares) 이라고 함



# In [ ]:

# Simple Linear Regression 모델 구축 및 학습

# In [47]:

```
import pandas as pd
import numpy as np
import matplotlib.pyplot as plt
from sklearn.linear_model import LinearRegression
```

# In [2]:

```
salarys = pd.read_csv('Salary_data.csv')
salarys.head()
```

# Out[2]:

|   | YearsExperience | Salary  |
|---|-----------------|---------|
| 0 | 1.1             | 39343.0 |
| 1 | 1.3             | 46205.0 |
| 2 | 1.5             | 37731.0 |
| 3 | 2.0             | 43525.0 |
| 4 | 2.2             | 39891.0 |

# In [3]:

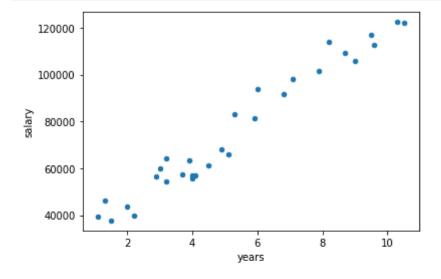
```
salarys.columns = ['years', 'salary']
salarys.head()
```

# Out[3]:

|   | years | salary  |
|---|-------|---------|
| 0 | 1.1   | 39343.0 |
| 1 | 1.3   | 46205.0 |
| 2 | 1.5   | 37731.0 |
| 3 | 2.0   | 43525.0 |
| 4 | 2.2   | 39891.0 |

# In [4]:

```
salarys.plot.scatter(x='years', y='salary')
plt.show()
```



# In [5]:

```
salarys.corr(method='pearson')
```

# Out[5]:

|        | years    | salary   |
|--------|----------|----------|
| years  | 1.000000 | 0.978242 |
| salary | 0.978242 | 1.000000 |

#### In [6]:

```
regression_model = LinearRegression()
regression_model.fit(salarys[['years']], salarys['salary'])
```

#### Out[6]:

LinearRegression()

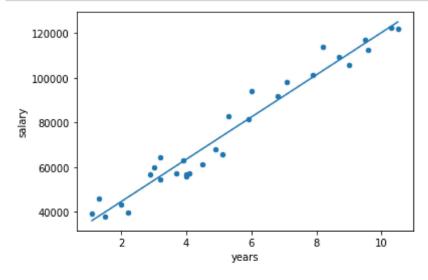
# In [8]:

```
print(regression_model.coef_, regression_model.intercept_)
```

[9449.96232146] 25792.200198668717

# In [10]:

```
salarys.plot.scatter(x='years', y='salary')
plt.plot(salarys['years'], regression_model.predict(salarys[['years']]))
plt.show()
```



# **Multiple Linear Regression**

- Y와 선형 관계를 맺고 있는 X 변수들이 여러개일 때 사용
- Simple Linear Regression과 fitted value와 잔차의 개념 동일하며, 똑같이 LSM을 사용하여 모델을 학습시킴 (model fitting)
- 어떤 X 변수의 계수 크기가 클수록,
   X 변수가 Y 변수에 미치는 영향력이 크다 / X가 Y를 많이 설명한다 /
   X와 Y가 관련성이 깊다고 해석함

$$Y = b_0 + b_1 X_1 + b_2 X_2 + \dots + b_p X_p + e$$

$$\hat{Y}_i = \hat{b_0} + \hat{b_1} X_{1,i} + \hat{b_2} X_{2,i} + \dots + \hat{b_p} X_{p,i}$$

# Assessing the Model 모델 성능 평가 지표

• 평균 제곱근 오차 (RMSE; root mean squared error): 잔차 제곱의 평균에 제곱근을 취한 값. 낮을수록 모델 성능이 좋다고 판단

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n} (y_i - \hat{y}_i)^2}{n}}$$

- 결정계수 (coef of determination, R-squared)
  - Y가 가지는 전체 변동(total variability) 중 모델(set of Xs)가 설명할 수 있는 정도를 나타냄
  - 0~1까지 값
  - 높을수록 모델 성능이 좋다고 판단
- 어떤 변수를 regression model 넣을지 판단에 사용하는 용도로, 해당 변수의 t-statistic과 그 p-value를 사용할 수 있음.
   t-statistic이 높고 p-value 낮을수록 해당 변수가 y랑 관련성이 높다는 뜻으로 해석할 수 있음 즉. 회귀 모델에 넣는 것이 좋다고 판단함

$$Cor(Y, \hat{Y}) = \frac{\sum (y_i - \bar{y})(\hat{y}_i - \bar{\hat{y}})}{\sqrt{\sum (y_i - \bar{y})^2 \sum (\hat{y}_i - \bar{\hat{y}})^2}}$$

$$R^2 = \frac{SSR}{SST} = 1 - \frac{SSE}{SST} = 1 - \frac{\sum (y_i - \hat{y}_i)^2}{\sum (y_i - \bar{y})^2}$$

# In [ ]:

```
# Multiple Linear Regression 모델 구축 및 학습
# 구축한 모델로부터 모델 성능 평가 지표 도출 및 모델 판단하기
```

# In [11]:

```
marketings = pd.read_csv('Marketing_data.csv')
marketings.head() # 독립 변수: 홍보 비용 / 종속 변수: 실제 수익
```

#### Out[11]:

|   | youtube | facebook | newspaper | sales |
|---|---------|----------|-----------|-------|
| 0 | 84.72   | 19.20    | 48.96     | 12.60 |
| 1 | 351.48  | 33.96    | 51.84     | 25.68 |
| 2 | 135.48  | 20.88    | 46.32     | 14.28 |
| 3 | 116.64  | 1.80     | 36.00     | 11.52 |
| 4 | 318.72  | 24.00    | 0.36      | 20.88 |

#### In [12]:

```
Xs = marketings[['youtube', 'facebook', 'newspaper']]
Y = marketings['sales']

rm = LinearRegression().fit(Xs, Y)
print(rm.coef_, rm.intercept_)
```

[0.04523544 0.18839783 0.00427949] 3.5058709944650204

#### In [13]:

```
# sklearn
from sklearn.metrics import r2_score, mean_squared_error
```

#### In [15]:

```
fitted = rm.predict(Xs)
```

# In [16]:

```
print('RMSE: ', np.sqrt(mean_squared_error(Y, fitted)))
print('R2 score: ', r2_score(Y, fitted))
```

RMSE: 1.9862703290302217 R2 score: 0.9004752358539351

# In [48]:

```
# statsmodels
import statsmodels.api as sm # conda install -c conda-forge statsmodels
```

# In [55]:

```
Xs = marketings[['youtube', 'facebook', 'newspaper']]
Y = marketings['sales']

Xs = sm.add_constant(Xs)
rm = sm.OLS(Y, Xs).fit()
```

#### In [24]:

```
rm.predict(Xs)
```

# Out [24]:

```
0
       11.164980
1
       26.025064
2
       13.766342
3
       9.275311
4
       22.446400
        6.486818
166
       9.768662
167
       15.249266
168
       28.735611
169
170
       18.093790
Length: 171, dtype: float64
```

#### In [25]:

rm.summary()

#### Out [25]:

#### **OLS Regression Results**

Dep. Variable: 0.900 sales R-squared: Model: OLS Adj. R-squared: 0.899 503.7 Method: Least Squares F-statistic: Date: Mon, 09 May 2022 Prob (F-statistic): 2.09e-83 13:38:03 Log-Likelihood: Time: -359.99

**No. Observations:** 171 **AIC:** 728.0

**Df Residuals:** 167 **BIC:** 740.5

**Df Model**: 3

Covariance Type: nonrobust

|           | coef   | std err | t      | P> t  | [0.025 | 0.975] |
|-----------|--------|---------|--------|-------|--------|--------|
| const     | 3.5059 | 0.400   | 8.772  | 0.000 | 2.717  | 4.295  |
| youtube   | 0.0452 | 0.002   | 29.830 | 0.000 | 0.042  | 0.048  |
| facebook  | 0.1884 | 0.009   | 20.895 | 0.000 | 0.171  | 0.206  |
| newspaper | 0.0043 | 0.007   | 0.658  | 0.511 | -0.009 | 0.017  |

 Omnibus:
 57.934
 Durbin-Watson:
 2.065

 Prob(Omnibus):
 0.000
 Jarque-Bera (JB):
 162.792

 Skew:
 -1.388
 Prob(JB):
 4.47e-36

 Kurtosis:
 6.891
 Cond. No.
 544.

#### Notes:

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

# **Model Selection**

- Occams's razor: 성능이 비슷하다면 더 단순한 모델을 사용하는 것이 좋음
- 예측 변수를 추가할수록 학습 데이터에 대해 RMSE 감소 / R2 증가하기 때문에, 다음 지표를 고려할 수 있음

# 1) adjusted R2

$$R_{adj}^2 = 1 - (1 - R^2) \frac{n-1}{n-P-1}$$

- 점수가 높을수록 좋은 모델이라고 판단
- P가 클수록 adjusted R2의 점수는 낮아짐 (n: 관측값의 개수 observations / P: 모델에서 사용하는 변수의 개수)
- 2) AIC (Akaike's Information Criteria) 등

$$AIC = 2P + n \log(RSS/n)$$

- 낮을수록 좋은 모델이라고 판단
- 사용하는 변수의 개수가 많을수록 값이 커짐

# **Stepwise Regression**

- 성능을 유지하면서도 예측 변수를 적게 사용하는 모델을 찾는 방법
- 1) 변수 선택법: 변수를 하나씩 빼거나 추가하는 식으로 사용. R2가 증가하지 않거나 AIC가 감소하지 않는 지점 또는 또는 모든 변수가 통계적으로 유의하여 더이상 수정이 불필요하다고 판단하는 지점에서 종료
  - backward elimination: 먼저 모든 예측 변수를 사용하여 모델을 만든 후, 종속 변수 설명에 도움이 되지 않는 변수를 하나씩 삭제하는 방법
  - forward selection: 먼저 constant만 사용하여 모델을 만든 후, 예측 변수를 하나씩 추가하는 방법
  - stepwise: forward selection과 backward elemination 융합.
- 2) penalized regression 회귀계수 축소법 변수를 삭제 추가하는 대신, 변수의 계수를 조정함. 계수가 0에 가까우면 변수를 삭제한 것과 유사한 의미를 가짐 계수를 계산하는 방법에 따라 아래처럼 나뉨
  - lasso: L1 regularization, 절대값 사용, 계수가 0이 될 수 있음 영향력 편차가 클 때
  - ridge: L2 regularization, 제곱값 사용, 계수가 0이 될 수 없음 전반적으로 비슷
  - Elastic Net: lasso, ridge 혼합 어떤 방법이 좋은지는 정해져있지 않아, 여러 모델을 사용하고 결과를 비교, 확인하는 테스트 과정이 필요함

# In [ ]:

# 모델 성능 평가 지표 기반 backward elimination 적용 및 결과 확인

# In [26]:

rm.summary()

# Out[26]:

# **OLS Regression Results**

facebook 0.1884

newspaper 0.0043

| Dep. Va          | riable: | sales     |          | R-squared: |           | red:    | 0.900    |
|------------------|---------|-----------|----------|------------|-----------|---------|----------|
| r                | Model:  |           | OLS      | Adj.       | R-squa    | red:    | 0.899    |
| Me               | ethod:  | Least     | Squares  |            | F-statis  | stic:   | 503.7    |
|                  | Date:   | Mon, 09 N | May 2022 | Prob       | (F-statis | tic): 2 | 2.09e-83 |
|                  | Time:   |           | 13:47:34 | Log        | -Likeliho | od:     | -359.99  |
| No. Observa      | itions: |           | 171      |            | A         | AIC:    | 728.0    |
| Df Resi          | duals:  |           | 167      |            | E         | BIC:    | 740.5    |
| Df N             | Model:  |           | 3        |            |           |         |          |
| Covariance Type: |         | n         | onrobust |            |           |         |          |
|                  | coef    | std err   | t        | P> t       | [0.025    | 0.975   | ]        |
| const            | 3.5059  | 0.400     | 8.772    | 0.000      | 2.717     | 4.29    | 5        |
| youtube          | 0.0452  | 0.002     | 29.830   | 0.000      | 0.042     | 0.04    | 8        |

0.009 20.895 0.000

 Omnibus:
 57.934
 Durbin-Watson:
 2.065

 Prob(Omnibus):
 0.000
 Jarque-Bera (JB):
 162.792

0.007

**Skew**: -1.388 **Prob(JB)**: 4.47e-36

**Kurtosis:** 6.891 **Cond. No.** 544.

# Notes:

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

0.171

0.658 0.511 -0.009

0.206

0.017

#### In [56]:

```
Xs = marketings[['youtube', 'facebook']]
Y = marketings['sales']

Xs = sm.add_constant(Xs)
rm = sm.OLS(Y, Xs).fit()
rm.summary()
```

# Out [56]:

#### **OLS Regression Results**

| Dep. V    | /ariable:       | :               | sale       | es                  | R-squ     | ıared:  | 0.900             |
|-----------|-----------------|-----------------|------------|---------------------|-----------|---------|-------------------|
|           | Model           |                 | OL         | .S Ad               | dj. R-squ | ıared:  | 0.899             |
| I         | Method          | : Le            | ast Square | es                  | F-sta     | tistic: | 757.8             |
|           | Date            | : Mon, 0        | 9 May 202  | 22 <b>Pro</b>       | b (F-stat | istic): | 8.33e <b>-</b> 85 |
|           | Time            | :               | 14:49:1    | 10 <b>L</b> c       | g-Likeli  | hood:   | -360.21           |
| No. Obser | vations         | :               | 17         | <b>7</b> 1          |           | AIC:    | 726.4             |
| Df Re     | siduals         | :               | 16         | 88                  |           | BIC:    | 735.8             |
| D         | f Model:        | :               |            | 2                   |           |         |                   |
| Covariand | се Туре         | !               | nonrobu    | st                  |           |         |                   |
|           | coef            | std err         | t          | P> t                | [0.025    | 0.975]  |                   |
| const     | 3.5937          | 0.376           | 9.555      | 0.000               | 2.851     | 4.336   |                   |
| youtube   | 0.0453          | 0.002           | 30.060     | 0.000               | 0.042     | 0.048   |                   |
| facebook  | 0.1901          | 0.009           | 22.045     | 0.000               | 0.173     | 0.207   |                   |
| -         | nibus:<br>      | 59.525          |            | Watson              |           | 077     |                   |
| Prob(Omn  | ibus):<br>Skew: | 0.000<br>-1.411 | Jarque-B   | era (JB)<br>rob(JB) |           |         |                   |

#### Notes:

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

507.

Cond. No.

# **Weighted Regression**

Kurtosis:

7.061

- 데이터셋을 구성하는 각 열(row, instance, observation,...)이 가지는 중요도에 따라 weight(가중치)를 부여하여 회귀분석 모델을 만드는 것
- sample\_weight 파라미터를 추가하는 것으로 해당 기능을 사용할 수 있음 model = LinearRegression().fit(독립변수s, 종속변수, sample\_weight=각 열에 대한 가중치)

# 회귀분석을 사용한 예측(prediction)

- 일반적으로 regression model을 사용한 예측은, 예측에 사용할 독립 변수들에 값들이, 모델 학습에 사용한 독립 변수 데이터 범위 안에 있을 때만 유용하게 사용할 수 있음
- · Prediction Interval

앞서 표본집단의 추정량를 이용하여 모집단 매개변수 추정치를 범위로 표현하기 위해 confidence interval를 사용했듯이,

예측값이 가질 수 있는 범위를 표현하기 위해 사용

- 이러한 예측값의 모호함 / 불확실성의 원인
  - 예측 변수 및 변수의 계수의 불확실성
  - 개별 데이터 instance가 내재하는 오류(bias 등)

# In [ ]:

```
# Multiple Linear Regression에서 형성한 모델을 사용하여,
# permutation을 통한 prediction interval 도출
```

#### In [188]:

```
def prediction_interval(df, predictors, dependence, x0, alpha = 0.05):
   # 신뢰수준 90%
   # Number of training samples
   n = df.shape[0]
   results = np.array([])
   for in range(1000):
      # 데이터셋으로부터 같은 크기의 데이터셋을 복원 랜덤 추출하여 생성
      boot sample = df.sample(n, replace=True)
      Xs = boot_sample[predictors]
      Y = boot sample[dependence]
      # 모델을 학습하여, Y값 예측(-> y-hat)
      Im = LinearRegression().fit(Xs, Y)
      y_hat = Im.predict(x0)
      # 데이터셋에서 랜덤으로 값을 가져와.
      # 실제값과 예측값이 가지는 잔차 계산
      idx = random.sample(range(n), 1)
      residual = Y.iloc[idx] - Im.predict(Xs.iloc[idx])
      # 모델 예측값에, 계산한 잔차를 더하여 기록
      # (모델이 가지는 불확실성과 개별 데이터가 가지는 불확실성을 모두 반영)
      results = np.append(results, y_hat + residual)
   return (np.percentile(results, alpha*100),
          np.percentile(results, 100 - alpha*100))
```

#### In [190]:

```
Xs = marketings[['youtube', 'facebook']]
Y = marketings['sales']
x = pd.DataFrame([[100.1, 22.0]], columns = ['youtube', 'facebook'])
prediction_interval(marketings, ['youtube', 'facebook'], 'sales', x)
```

#### Out[190]:

(8.416489825133807, 14.936037077255628)

# **Interpreting the Regression Equation**

- 일반적으로 어떤 독립변수 X의 계수를 통해 종속변수에 양/음의 영향을 미치는지. 그리고 어느 정도 영향을 미치는지 해석할 수 있으나, 아래 같은 상황에서는 계수가 왜곡된 의미를 가질 수 있음
- 1) correlated predictors

(multiple regression) 데이터셋의 독립변수끼리 서로 상관관계를 가질 수 있음 이 경우 변수 간 interaction로 인해 계수의 값이 상식과 다를 수 있음

2) multicollinearity 다중공선성

예측 변수 간 상관관계가 매우 강하여, 어떤 예측 변수가 다른 예측 변수들을 사용한 linear model로 설명/표현될 수 있을 때

3) confounding variable

correlated로 인해, 예측변수의 계수가 이상한 경우, 실제로는 중요한 변수를 중요하지 않은 변수라고 오인할 수 있음

• 상관 관계를 가지는 변수들은 서로 중복되는 정보라고 판단하고 일부를 삭제하여 사용

## In [ ]:

```
# 계수의 의미가 이상한 사례 확인
# 다중 공선성 확인(독립 변수간 산점도, VIF)
# 모델 변형 및 결과 확인
```

# In [ ]:

```
# 다중공선성 파악하는 방법
# 1. 독립변수 간에 산점도 / corr
# 2. VIF
```

# In [30]:

```
house_prices = pd.read_csv('house_prices.csv')
house_prices.head()
```

# Out[30]:

|   | house_id | neighborhood | area | bedrooms | bathrooms | style     | price   |
|---|----------|--------------|------|----------|-----------|-----------|---------|
| 0 | 1112     | В            | 1188 | 3        | 2         | ranch     | 598291  |
| 1 | 491      | В            | 3512 | 5        | 3         | victorian | 1744259 |
| 2 | 5952     | В            | 1134 | 3        | 2         | ranch     | 571669  |
| 3 | 3525     | Α            | 1940 | 4        | 2         | ranch     | 493675  |
| 4 | 5108     | В            | 2208 | 6        | 4         | victorian | 1101539 |

# In [31]:

import seaborn as sns

from statsmodels.stats.outliers\_influence import variance\_inflation\_factor # VIF

#### In [57]:

```
Xs = house_prices[['area', 'bedrooms', 'bathrooms']]
Y = house_prices['price']

Xs = sm.add_constant(Xs)

rm = sm.OLS(Y, Xs).fit()
rm.summary()
```

# Out [57]:

#### **OLS Regression Results**

| Dep. Variable:    | price            | R-squared:          | 0.678     |
|-------------------|------------------|---------------------|-----------|
| Model:            | OLS              | Adj. R-squared:     | 0.678     |
| Method:           | Least Squares    | F-statistic:        | 4230.     |
| Date:             | Mon, 09 May 2022 | Prob (F-statistic): | 0.00      |
| Time:             | 14:49:17         | Log-Likelihood:     | -84517.   |
| No. Observations: | 6028             | AIC:                | 1.690e+05 |
| Df Residuals:     | 6024             | BIC:                | 1.691e+05 |
| Df Model:         | 3                |                     |           |
| Covariance Type:  | nonrobust        |                     |           |

|           | coef       | std err  | t              | P> t  | [0.025    | 0.975]   |
|-----------|------------|----------|----------------|-------|-----------|----------|
| const     | 1.007e+04  | 1.04e+04 | 0.972          | 0.331 | -1.02e+04 | 3.04e+04 |
| area      | 345.9110   | 7.227    | 47.863         | 0.000 | 331.743   | 360.079  |
| bedrooms  | -2925.8063 | 1.03e+04 | <b>-</b> 0.285 | 0.775 | -2.3e+04  | 1.72e+04 |
| bathrooms | 7345.3917  | 1.43e+04 | 0.515          | 0.607 | -2.06e+04 | 3.53e+04 |

 Omnibus:
 367.658
 Durbin-Watson:
 2.007

 Prob(Omnibus):
 0.000
 Jarque-Bera (JB):
 350.116

 Skew:
 0.536
 Prob(JB):
 9.40e-77

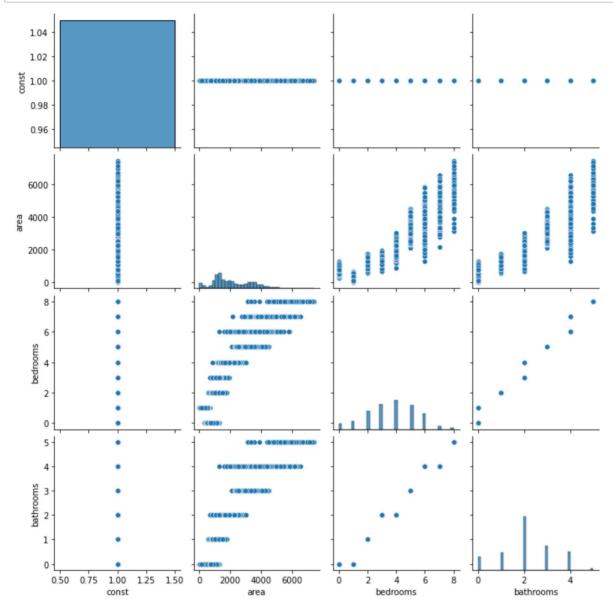
 Kurtosis:
 2.503
 Cond. No.
 1.16e+04

#### Notes:

- [1] Standard Errors assume that the covariance matrix of the errors is correctly specified.
- [2] The condition number is large, 1.16e+04. This might indicate that there are strong multicollinearity or other numerical problems.

# In [43]:

sns.pairplot(Xs)
plt.show()



#### In [34]:

```
house_prices.corr(method='pearson')
```

# Out[34]:

|           | house_id | area     | bedrooms | bathrooms | price    |
|-----------|----------|----------|----------|-----------|----------|
| house_id  | 1.000000 | 0.005591 | 0.008959 | 0.011725  | 0.005768 |
| area      | 0.005591 | 1.000000 | 0.901623 | 0.891481  | 0.823454 |
| bedrooms  | 0.008959 | 0.901623 | 1.000000 | 0.972768  | 0.743435 |
| bathrooms | 0.011725 | 0.891481 | 0.972768 | 1.000000  | 0.735851 |
| price     | 0.005768 | 0.823454 | 0.743435 | 0.735851  | 1.000000 |

# In [ ]:

```
# VIF: 어떤 독립 변수가 다른 독립 변수들과 선형 관계를 가지는지 확인할 수 있는 지표
```

# In [58]:

```
Xs = house_prices[['area', 'bedrooms', 'bathrooms']]
Y = house_prices['price']

Xs = sm.add_constant(Xs)

vif = pd.DataFrame()
vif['VIF'] = [variance_inflation_factor(Xs.values, i) for i in range(Xs.shape[1])]
vif['predictor'] = Xs.columns
vif
# 5 이상 (유의) / 10 이상 (다중공선성 있다고 판단 - 변수 제거하여 사용)
```

# Out [58]:

|   | VIF       | predictor |
|---|-----------|-----------|
| 0 | 7.327102  | const     |
| 1 | 5.458190  | area      |
| 2 | 20.854484 | bedrooms  |
| 3 | 19.006851 | bathrooms |

# In [59]:

```
Xs = house_prices[['area', 'bathrooms']]
Y = house_prices['price']

Xs = sm.add_constant(Xs)

rm = sm.OLS(Y, Xs).fit()
rm.summary()
```

# Out [59]:

#### **OLS Regression Results**

| Dep. Variable:    | price            | R-squared:          | 0.678     |
|-------------------|------------------|---------------------|-----------|
| Model:            | OLS              | Adj. R-squared:     | 0.678     |
| Method:           | Least Squares    | F-statistic:        | 6346.     |
| Date:             | Mon, 09 May 2022 | Prob (F-statistic): | 0.00      |
| Time:             | 14:49:24         | Log-Likelihood:     | -84517.   |
| No. Observations: | 6028             | AIC:                | 1.690e+05 |
| Df Residuals:     | 6025             | BIC:                | 1.691e+05 |
| Df Model:         | 2                |                     |           |
| Covariance Type:  | nonrobust        |                     |           |

|           | coef      | std err  | t      | P> t  | [0.025    | 0.975]  |
|-----------|-----------|----------|--------|-------|-----------|---------|
| const     | 8215.9441 | 8063.295 | 1.019  | 0.308 | -7590.999 | 2.4e+04 |
| area      | 345.2352  | 6.827    | 50.566 | 0.000 | 331.851   | 358.619 |
| bathrooms | 3834.7685 | 7223.513 | 0.531  | 0.596 | -1.03e+04 | 1.8e+04 |

 Omnibus:
 367.677
 Durbin-Watson:
 2.008

 Prob(Omnibus):
 0.000
 Jarque-Bera (JB):
 350.604

 Skew:
 0.536
 Prob(JB):
 7.37e-77

 Kurtosis:
 2.504
 Cond. No.
 5.71e+03

#### Notes:

- [1] Standard Errors assume that the covariance matrix of the errors is correctly specified.
- [2] The condition number is large, 5.71e+03. This might indicate that there are strong multicollinearity or other numerical problems.

#### In [60]:

```
Xs = house_prices[['area', 'bathrooms']]
Y = house_prices['price']

Xs = sm.add_constant(Xs)

vif = pd.DataFrame()
vif['VIF'] = [variance_inflation_factor(Xs.values, i) for i in range(Xs.shape[1])]
vif['predictor'] = Xs.columns
vif
# 5 이상 (유의) / 10 이상 (다중공선성 있다고 판단 - 변수 제거하여 사용)
```

# Out[60]:

|   | VIF      | predictor |
|---|----------|-----------|
| 0 | 4.438137 | const     |
| 1 | 4.871816 | area      |
| 2 | 4 871816 | hathrooms |