МІНІСТЕРСТВО ОСВІТИ І НАУКИ УКРАЇНИ ЛЬВІВСЬКИЙ НАЦІОНАЛЬНИЙ УНІВЕРСИТЕТ ІМЕНІ ІВАНА ФРАНКА

Факультет прикладної математики та інформатики

3BIT

до індивідуального завдання №2 з дисципліни «Моделі статистичного навчання»

Виконали студенти групи ПМіМ-12: Бордун Михайло Зелінський Олександр

Перевірив:

Проф. Заболоцький Т. М.

Хід виконання

1. Проста лінійна регресія на основі даних Auto

1.1

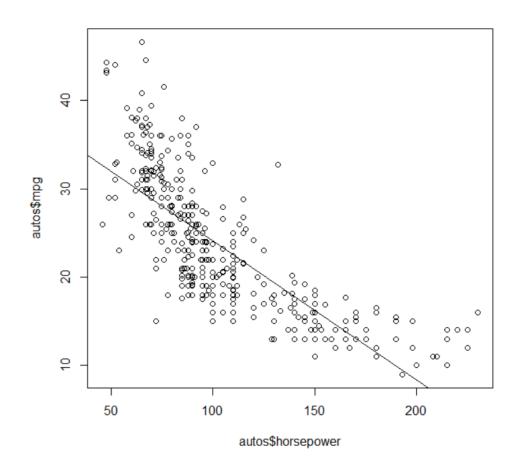
```
> lm.fit = lm(mpg~horsepower,data=autos)
  > lm.fit
  Call:
  lm(formula = mpg ~ horsepower, data = autos)
  Coefficients:
  (Intercept) horsepower
       39.9359 -0.1578
> summary(lm.fit)
Call:
lm(formula = mpg ~ horsepower, data = autos)
Residuals:
Min 1Q Median 3Q Max
-13.5710 -3.2592 -0.3435 2.7630 16.9240
Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 39.935861 0.717499 55.66 <2e-16 ***
horsepower -0.157845 0.006446 -24.49 <2e-16 ***
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 4.906 on 390 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.6059, Adjusted R-squared: 0.6049
F-statistic: 599.7 on 1 and 390 DF, p-value: < 2.2e-16
```

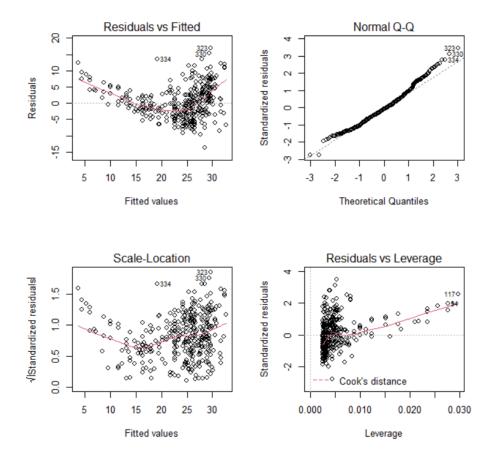
Так, існує залежність між horsepower та mpg, яка визначена шляхом перевірки нульової гіпотези всіх коефіцієнтів регресії, рівних нулю. Оскільки F-статистика набагато більша за 1, а р-значення F-статистики близьке до нуля, ми можемо відкинути нульову гіпотезу і стверджувати, що існує статистично значуща залежність між horsepower та mpg.

Співвідношення між mpg і horsepower ϵ негативним. Чим більше horsepower в автомобіля, тим меншою ϵ mpg автомобіля.

```
> predict(lm.fit, data.frame(horsepower=c(98)), interval="confidence")
       fit
               lwr
1 24.46708 23.97308 24.96108
> predict(lm.fit, data.frame(horsepower=c(98)), interval="prediction")
       fit
               lwr
                        upr
1 24.46708 14.8094 34.12476
> predict(lm.fit, data.frame(horsepower=c(95)), interval="confidence")
               lwr
1 24.94061 24.4389 25.44232
> predict(lm.fit, data.frame(horsepower=c(95)), interval="prediction")
                lwr
                         upr
1 24.94061 15.28253 34.59869
```

1.2

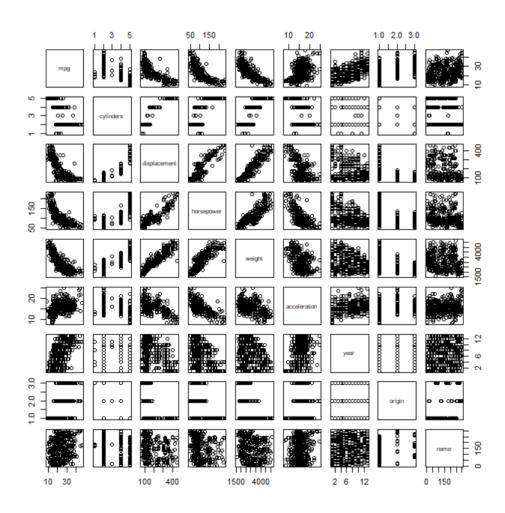




Зважаючи на ці графіки можна сказати, що залежність не зовсім лінійна.

2. Множинна лінійна регресія на основі даних Auto.

2.1 Побудовано діаграми розкиду усіх змінних.



2.2 Обчислено матрицю кореляцій між змінними використовуючи функцію cor().

	mpg	displacement	horsepower	weight	acceleration
mpg	1.00	-0.81	-0.78	-0.83	0.42
displacement	-0.81	1.00	0.90	0.93	-0.54
horsepower	-0.78	0.90	1.00	0.86	-0.69
weight	-0.83	0.93	0.86	1.00	-0.42
acceleration	0.42	-0.54	-0.69	-0.42	1.00

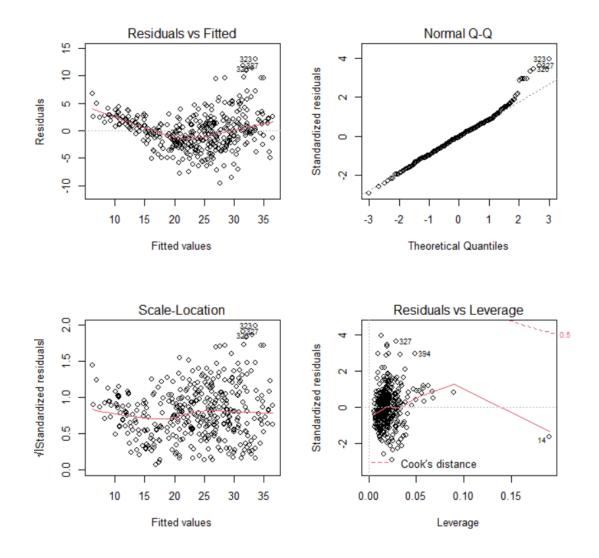
Використовуючи функцію lm() побудовано множинну регресію для залежної змінної mpg і всіх решту змінних окрім names як предикторів.

F-statistic ϵ досить великою, тобто набагато більша за 1 з малим p-value, що свідчить проти нульової гіпотези про те що всі коефіцієнти регресії ϵ нульовими, тобто ϵ зв'язок між залежною змінною та предикторами.

3 огляду на p-values, бачимо що displacement, weight, year та origin мають статистично значущий зв'язок із залежною змінною, тоді як cylinders, horsepower та acceleration ні.

Коефіцієнт регресії для year 0.75 свідчить про зростання mpg майже кожного року, що відбувається майже у відношенні 1 mpg/year.

2.4 Використовуючи функцію plot () створено діагностичні графіки.



Зразу можна побачити, що модель ϵ не дуже точною, оскільки на графіку Residuals vs Fitted ϵ помітна крива, що свідчить про відхилення залишків. З графіку Residuals vs Leverage бачимо, що не ϵ значно великими відхилення залишків і ϵ точка (14) з високим левереджем.

2.5 Використовуючи символ * включив в модель лінійної регресії ефект взаємодії.

3 p-values ми бачимо, що взаємодія між acceleration та horsepower ϵ статистично значущою, тоді як взаємодія між displacement та origin не ϵ такою.

2.6

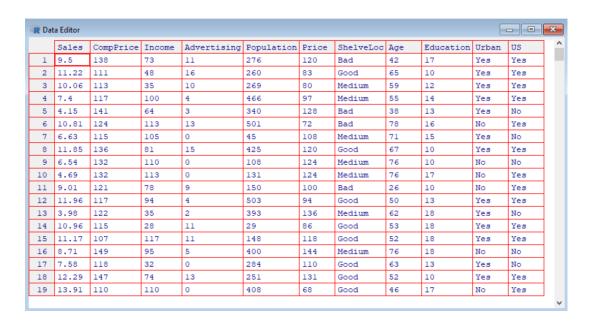
Використано різні перетворення змінних. Як залежну змінну було взято mpg, а як предиктор horsepower. Порівняв базову модель з кожною з додаванням змінних, таких як $\log(X)$, X^2 , \sqrt{X} . Використав для цього функцію anova().

```
Analysis of Variance Table
Model 1: mpg ∼ horsepower
Model 2: mpg ~ horsepower + I(log(horsepower))
Res.Df RSS Df Sum of Sq F Pr(>F)
1 390 9385.9
2 389 7581.2 1 1804.7 92.601 < 2.2e-16 ***
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Analysis of Variance Table
Model 1: mpg ∼ horsepower
Model 2: mpg ~ horsepower + I(horsepower^2)
Res.Df RSS Df Sum of Sq F Pr(>F)
1 390 9385.9
   389 7442.0 1 1943.9 101.61 < 2.2e-16 ***
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Analysis of Variance Table
Model 1: mpg ∼ horsepower
Model 2: mpg ~ horsepower + I(sqrt(horsepower))
Res.Df RSS Df Sum of Sq F Pr(>F)
1 390 9385.9
2 389 7502.2 1 1883.7 97.672 < 2.2e-16 ***
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

З огляду на наведені вище таблиці можна впевнено сказати, що ми відхиляємо нульову гіпотезу про те що моделі з перетворенням змінних однаково добре описують дані, тобто повна модель в кожному випадку з нелінійним перетворенням є кращою.

3. Розглянемо дані Carseats.

Можемо побачити дані та їх опис.



A data frame with 400 observations on the following 11 variables.

Sales

Unit sales (in thousands) at each location

CompPrice

Price charged by competitor at each location

Income

Community income level (in thousands of dollars)

Advertising

Local advertising budget for company at each location (in thousands of dollars)

Population

Population size in region (in thousands)

Price

Price company charges for car seats at each site

ShelveLoc

A factor with levels Bad, Good and Medium indicating the quality of the shelving location for the car seats at each site

Age

Average age of the local population

Education

Education level at each location

Urban

A factor with levels No and Yes to indicate whether the store is in an urban or rural location

US

A factor with levels No and Yes to indicate whether the store is in the US or not

```
> lm.fit = lm(Sales~Price+Urban+US, data=Carseats)
> summary(lm.fit)
Call:
lm(formula = Sales ~ Price + Urban + US, data = Carseats)
Residuals:
          1Q Median
                        30
-6.9206 -1.6220 -0.0564 1.5786 7.0581
Coefficients:
          Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
-0.054459 0.005242 -10.389 < 2e-16 ***
UrbanYes -0.021916 0.271650 -0.081 0.936
          1.200573 0.259042 4.635 4.86e-06 ***
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 2.472 on 396 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.2393, Adjusted R-squared: 0.2335
F-statistic: 41.52 on 3 and 396 DF, p-value: < 2.2e-16
```

3.2

- **Price.** Лінійна регресія передбачає зв'язок між Price та Sales з огляду на низьку р-величину t-статистики. Коефіцієнт свідчить про негативне співвідношення між Price та Sales: із зростанням Price, Sales зменшується.
- **UrbanYes.** Лінійна регресія свідчить про відсутність залежності між місцем розташування магазину та кількістю продажів на основі високої рвартості t-статистики.
- USYes. Лінійна регресія свідчить про існування залежності між тим, чи знаходиться магазин у США чи ні, та обсягом продажів. Коефіцієнт свідчить про позитивне співвідношення між USYes та Sales: якщо магазин знаходиться в США, продажі збільшаться приблизно на 1201 одиницю.

3.4

Нульову гіпотезу можна відхилити для гіпотези Price та USYes, на основі колонки Pr(>|t|).

3.5 Нова модель

```
> lm.fit2 = lm(Sales ~ Price + US, data=Carseats)
> summary(lm.fit2)
Call:
lm(formula = Sales ~ Price + US, data = Carseats)
Residuals:
            1Q Median
   Min
                            3Q
-6.9269 -1.6286 -0.0574 1.5766 7.0515
          Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 13.03079 0.63098 20.652 < 2e-16 ***
Price -0.05448 0.00523 -10.416 < 2e-16 ***
USYes 1.19964 0.25846 4.641 4.71e-06 ***
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 2.469 on 397 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.2393, Adjusted R-squared: 0.2354
F-statistic: 62.43 on 2 and 397 DF, p-value: < 2.2e-16
```

3.6

Зважаючи на значення RSE та R^2 можна стверджувати, що обидві моделі добре підходять для даних. Проте друга модель трошки краща.

3.7

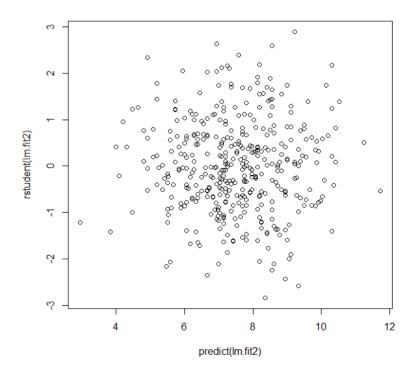
```
> confint (lm.fit2)

2.5 % 97.5 %

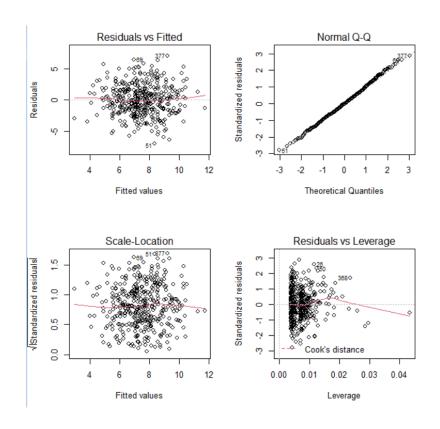
(Intercept) 11.79032020 14.27126531

Price -0.06475984 -0.04419543

USYes 0.69151957 1.70776632
```



Усі Стюдентифіковані залишки, обмежені від -3 до 3, тому з лінійної регресії не випливають потенційні викиди.



Існує декілька спостережень, які значно перевищують (p+1)/n (0,0076) на графіку leverage-statistic, що свідчить про те, що відповідні точки мають високий leverage.

4. Дослідження t-статистики для нульової гіпотези у простій лінійній регресії без коефіцієнта β_0 .

Для початку ми згенеруємо предиктор x та залежну змінну y.

```
set.seed(1)
x = rnorm(100)
y = 2*x+rnorm(100)
```

4.1 Побудовано просту лінійну регресію у на х без β_0 .

З наведеного вище p-value з t-статистики, яке ϵ дуже малим (майже нульовим), можна зробити висновок про відкидання нульової гіпотези (H_0 : β = 0).

4.2

Побудовано просту лінійну регресію х на у без β_0 .

З наведеного вище p-value з t-статистики, бачимо аналогічний результат з попередньою моделлю, тобто ми відкидаємо нульову гіпотезу (H_0 : $\beta = 0$).

4.3

```
"Correlation x, y: 0.8822902418138"
```

Можемо бачити досить тісну кореляцію змінних у та х. Про це свідчить і той факт, $y=2x+\varepsilon$ може бути розписане через $x=0.5*(y-\varepsilon)$.

4.4

Чисельно перевірено, що справді t-статистика може бути записана в такому вигляді.

$$\frac{(\sqrt{n-1})\sum_{i=1}^{n}x_{i}y_{i}}{\sqrt{(\sum_{i=1}^{n}x_{i}^{2})(\sum_{i'=1}^{n}y_{i'}^{2})-(\sum_{i'=1}^{n}x_{i'}y_{i'})^{2}}}$$

З огляду на наведені вище підсумкові дані по моделям лінійної регресії х на у та у на х бачимо що t-статистика для обох ϵ однаковою t value=18.73.

Також з огляду на формулу t-статистики у пункті 4.4, то як бачимо значення не зміниться коли ми поміняємо місцями х та у (бо вони фігурують тільки в добутках).

4.6

Побудовано просту лінійну регресію з коефіцієнтом β_0 як для х на у, так й для у на х.

Бачимо, що як і з моделями без коефіцієнта β_0 t-статистика для обох моделей є однаковою з t value=18.56. При чому варто наголосити, що моделі з коефіцієнтом β_0 мають інше значення t value порівнюючи з попередніми моделями.

5. Знову розглянемо просту лінійну регресію без коефіцієнта β_0 .

5.1

$$\beta = \frac{\sum_{i=1}^{n} x_i y_i}{\sum_{i'=1}^{n} x_{i'}^2}$$

Коефіцієнт регресії Х на У буде рівним оцінці коефіцієнта регресії У на Х коли:

$$\frac{\sum_{i=1}^{n} x_i y_i}{\sum_{i'=1}^{n} x_{i'}^2} = \frac{\sum_{i=1}^{n} y_i x_i}{\sum_{i'=1}^{n} y_{i'}^2} \Rightarrow \sum_{i=1}^{n} x_i^2 = \sum_{i=1}^{n} y_i^2$$

5.2 Створимо вектори х та у з різними сумами квадратів їх елементів

```
> set.seed(1)
> x=1:100
> y=2*x+rnorm(100)
> sum(x^2)
[1] 338350
> sum(y^2)
[1] 1355530
```

Після цього оцінимо коефіцієнти для лінійної регресії У на Х та Х на У

3 результатів видно що вони різні

5.3 Згенеруємо вектори х та у, такі щоб суми квадратів їх елементів були рівними.

```
> x = 1:100 + rnorm(100)
> y = x
> sum(x^2)
[1] 338194.8
> sum(y^2)
[1] 338194.8
```

3 результатів можна побачити, що коефіцієнти для лінійної регресії Y на X та X на Y однакові.

```
> val = lm(y~x+0)
> val$coefficients
x
1
> 
> val = lm(x~y+0)
> val = lm(x~y+0)
```

6. Генерування набору даних та оцінка кількох простих лінійних моделей. 6.1-6.3 Створено вектор x та еsp з використанням функції rnorm(). З них побудовано у відповідно до моделі $y = -1 + 0.5X + \varepsilon$.

```
# 6
set.seed(1)

# 6.1
x = rnorm(100)

print(x)
cat("\n")

# 6.2
eps = rnorm(100, 0, 0.25)
print(eps)

# 6.3
cat("\n")
y = -1 + 0.5*x + eps
```

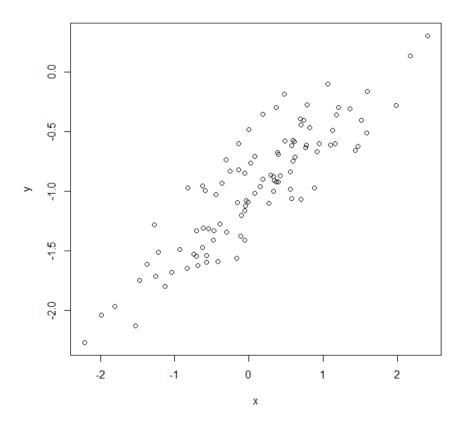
Як бачимо довжина вектора у - 100, β_0 =-1, а β_1 = 0.5.

```
"Vector Y length: 100"
"Beta_0 = -1, Beta_1 = 0.5"
```

6.4

Побудовано діаграму розсіювання (рисунок нижче). Також показав досить тісну кореляцію між векторами х та у завдяки функції cor().

"Correlation between x and y: 0.8822902418138"



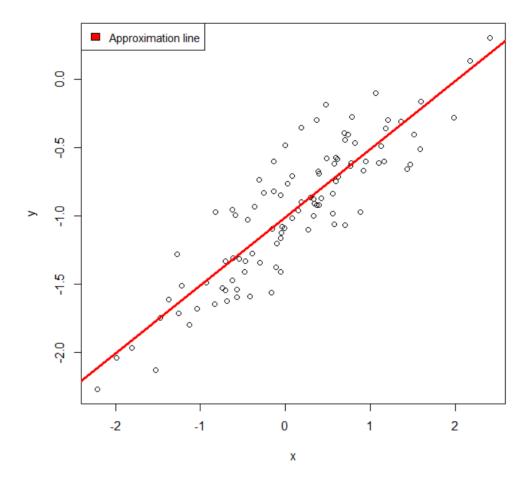
Відповідно до діаграми бачимо, що ε досить чітка лінійна залежність між х та у.

6.5 Побудовано лінійну модель для прогнозування у на основі х.

```
lm(formula = y \sim x)
Residuals:
                   Median
               1Q
-0.46921 -0.15344 -0.03487 0.13485
                                    0.58654
Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -1.00942
                     0.02425 -41.63
                                          <2e-16 ***
                                          <2e-16 ***
             0.49973
                       0.02693
                                  18.56
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 0.2407 on 98 degrees of freedom
                               Adjusted R-squared: 0.7762
Multiple R-squared: 0.7784,
F-statistic: 344.3 on 1 and 98 DF, p-value: < 2.2e-16
```

Взявши до уваги аналіз нашої моделі випливає, що значення параметрів β є дуже точними. А з огляду на низькі p-value з t-статистики, то наша лінійна модель є достовірною, що досить логічно взявши результати з пункту 6.5 про лінійну залежність х та у.

6.6 Побудовано оцінену лінію нашої моделі на діаграмі розсіяння.



6.7 Побудовано модель поліноміальної регресії до 2-го степеня. Оцінка також здійснення з використанням функції anova().

```
lm(formula = y \sim x + I(x^2))
Residuals:
   Min 1Q Median 3Q
                              Max
-0.4913 -0.1563 -0.0322 0.1451 0.5675
Coefficients:
          Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
0.50429 0.02700 18.680 <2e-16 ***
I(x^2)
        -0.02973 0.02119 -1.403 0.164
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 0.2395 on 97 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.7828, Adjusted R-squared: 0.7784
F-statistic: 174.8 on 2 and 97 DF, p-value: < 2.2e-16
Analysis of Variance Table
Model 1: y \sim x
Model 2: y \sim x + I(x^2)
 Res.Df RSS Df Sum of Sq
                             F Pr(>F)
1 98 5.6772
    97 5.5643 1 0.11291 1.9682 0.1638
```

Бачимо, що значення β_0 стало менш точним і p-value з t-статистики для квадратного коефіцієнта є досить великим, що тільки підтверджує лінійність х та у та робить цю модель менш придатною для наших даних.

6.8

Повторено кроки 6.1-6.6 з модифікацією таким чином, щоб було менше шуму в даних (зменшено дисперсію для вектора ε до 0.05).

У підсумку можна сказати, що Multiple R-squared та Adjusted R-squared є дуже великими і майже повністю відповідають реальній регресії (98% відповідності).

6.9

Повторено кроки 6.1-6.6 з модифікацією таким чином, щоб було більше шуму в даних (збільшено дисперсію для вектора ε до 0.5).

Як бачимо, що Multiple R-squared та Adjusted R-squared ϵ досить низькими що свідчить про збільшення похибки нашої лінійної моделі.

6.10

Виведено довірчі інтервали для β_0 та β_1 на основі оригінальних даних, даних з більшим шумом та даних з меншим шумом.

```
2.5 % 97.5 %
(Intercept) -1.0575402 -0.9613061
x 0.4462897 0.5531801
2.5 % 97.5 %
(Intercept) -1.0090206 -0.9882425
x 0.4895188 0.5125978
2.5 % 97.5 %
(Intercept) -1.070670 -0.8716647
x 0.361636 0.5826779
```

Очевидно, що з збільшенням шуму довірчі інтервали збільшуються і навпаки.

7. Зосередимося на проблемі колінеарності.

7.1

Форма лінійної моделі та коефіцієнти регресії

$$Y = 2 + 2X_1 + 0.3X_2 + \varepsilon$$

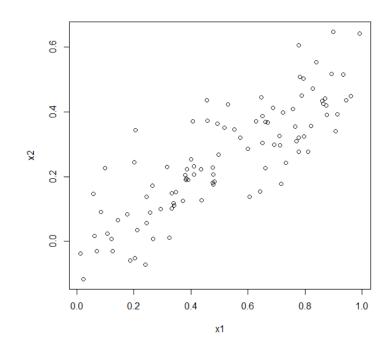
$$\beta_0 = 2, \beta_1 = 2, \beta_3 = 0.3$$

```
> lm.fit = lm(y~x1+x2)
> summary(lm.fit)
Call:
lm(formula = y \sim x1 + x2)
Residuals:
   Min
           1Q Median
                            30
-2.8311 -0.7273 -0.0537 0.6338 2.3359
Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
                                  9.188 7.61e-15 ***
(Intercept)
              2.1305
                        0.2319
x1
              1.4396
                        0.7212
                                 1.996
                                         0.0487 *
x2
              1.0097
                        1.1337
                                 0.891
                                         0.3754
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 1.056 on 97 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.2088, Adjusted R-squared: 0.1925
F-statistic: 12.8 on 2 and 97 DF, p-value: 1.164e-05
```

$$\beta_0 = 2.1305, \beta_1 = 1.4396, \beta_3 = 1.0097$$

7.2

Кореляція між x_1 та x_2 та діаграма розсіювання



7.4

```
> lm.fit = lm(y~x1)
> summary(lm.fit)
Call:
lm(formula = y \sim x1)
Residuals:
   Min 1Q Median 3Q
-2.89495 -0.66874 -0.07785 0.59221 2.45560
Coefficients:
        Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 2.1124 0.2307 9.155 8.27e-15 ***
                      0.3963 4.986 2.66e-06 ***
x1
            1.9759
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 1.055 on 98 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.2024, Adjusted R-squared: 0.1942
F-statistic: 24.86 on 1 and 98 DF, p-value: 2.661e-06
```

Так, можна відхилити нульову гіпотезу щодо коефіцієнта регресії, бо значення р для його t-статистики близьке до нуля.

7.5

```
> lm.fit = lm(y~x2)
> summary(lm.fit)
lm(formula = y \sim x2)
Residuals:
   Min 1Q Median 3Q Max
-2.62687 -0.75156 -0.03598 0.72383 2.44890
Coefficients:
   Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 2.3899 0.1949 12.26 < 2e-16 ***
            2.8996
                     0.6330 4.58 1.37e-05 ***
x2
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 1.072 on 98 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.1763, Adjusted R-squared: 0.1679
F-statistic: 20.98 on 1 and 98 DF, p-value: 1.366e-05
```

Тут також можна відхилити нульову гіпотезу щодо коефіцієнта регресії, бо значення р для його t-статистики близьке до нуля.

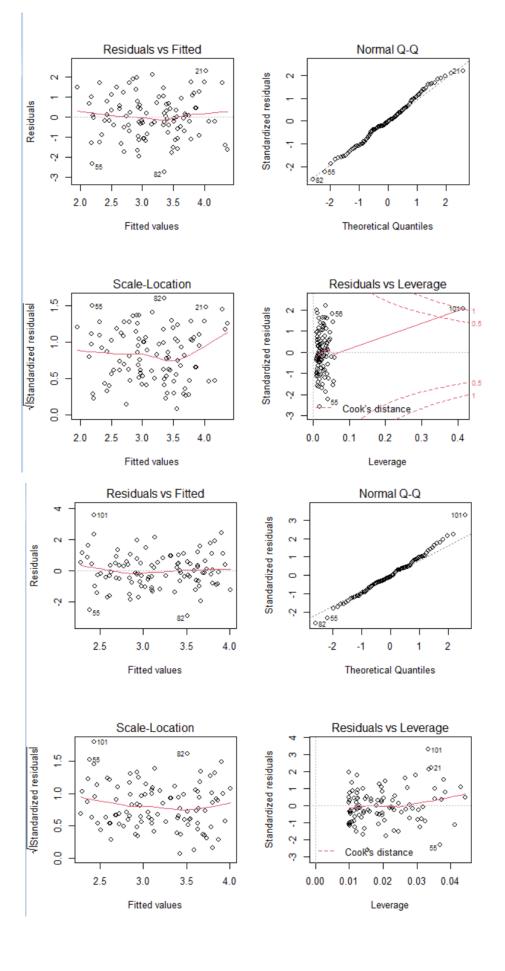
Ні, оскільки x_1 та x_2 мають колінеарність, важко відрізнити їх вплив, коли вони регресуються разом. Коли вони регресуються окремо, лінійна залежність між y і кожним предиктором визначаються більш чітко.

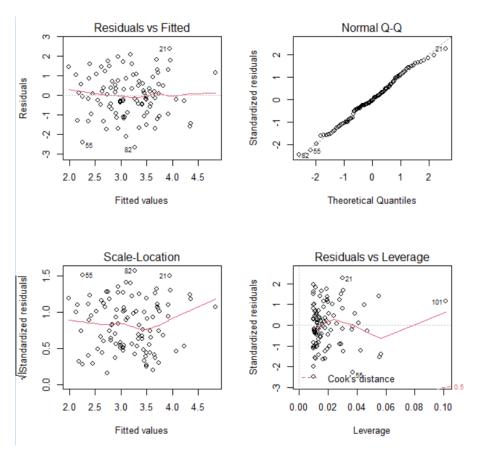
7.7

```
> x1 = c(x1,0.1)
> x2 = c(x2,0.8)
> y = c(y, 6)
> lm.fitl = lm(y~x1+x2)
> summary(lm.fitl)
Call:
lm(formula = y \sim x1 + x2)
Residuals:
Min 1Q Median 3Q Max -2.73348 -0.69318 -0.05263 0.66385 2.30619
Coefficients:
           Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 2.2267 0.2314 9.624 7.91e-16 *** x1 0.5394 0.5922 0.911 0.36458 x2 2.5146 0.8977 2.801 0.00614 **
x1
x2
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 1.075 on 98 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.2188, Adjusted R-squared: 0.2029
F-statistic: 13.72 on 2 and 98 DF, p-value: 5.564e-06
```

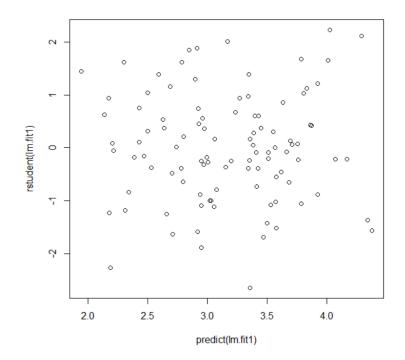
```
> lm.fit2 = lm(y~x1)
  > summary(lm.fit2)
  Call:
  lm(formula = y \sim x1)
  Residuals:
    Min 1Q Median 3Q
  -2.8897 -0.6556 -0.0909 0.5682 3.5665
  Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
  (Intercept) 2.2569 0.2390 9.445 1.78e-15 ***
              1.7657 0.4124 4.282 4.29e-05 ***
  Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
  Residual standard error: 1.111 on 99 degrees of freedom
  Multiple R-squared: 0.1562, Adjusted R-squared: 0.1477
  F-statistic: 18.33 on 1 and 99 DF, p-value: 4.295e-05
> lm.fit3 = lm(v~x2)
> summary(lm.fit3)
Call:
lm(formula = y \sim x2)
Residuals:
Min 1Q Median 3Q Max -2.64729 -0.71021 -0.06899 0.72699 2.38074
Coefficients:
     Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 2.3451 0.1912 12.264 < 2e-16 ***
            3.1190
                       0.6040 5.164 1.25e-06 ***
x2
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 1.074 on 99 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.2122, Adjusted R-squared: 0.2042
F-statistic: 26.66 on 1 and 99 DF, p-value: 1.253e-06
```

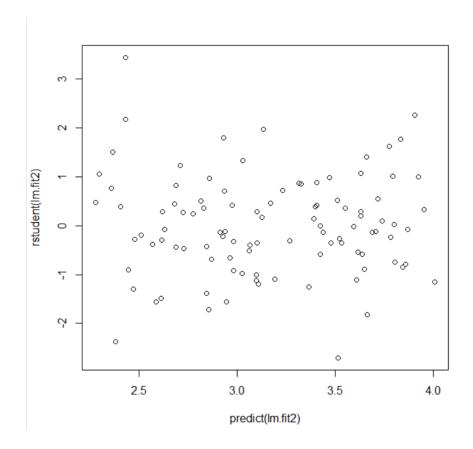
У першій моделі вона зсуває x_1 до статистично незначущої та x_2 до статистично значущої від зміни р-значень між двома лінійними регресіями.

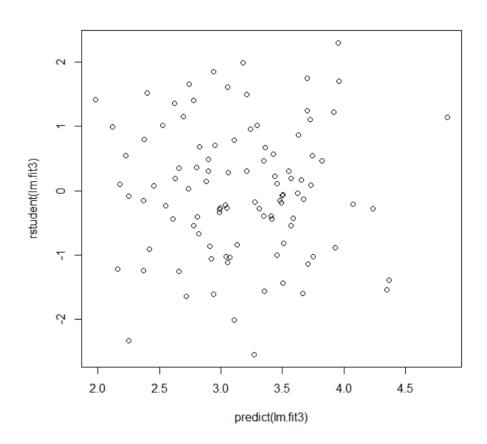




У першій і третій моделях ця точка стає точкою високого leverage.







Дивлячись на Стюдентифіковані залишки, ми не спостерігаємо точок занадто далеко від граничного значення, що рівне |3|, за винятком другої лінійної регресії: у \sim х1.

8. Прогнозування рівня злочинності на душу населення використовуючи інші змінні в наборі даних Boston.

```
indus
                               Min. : 0.46 Min. :0.00000
Min. : 0.00632
                Min. : 0.00
1st Qu.: 0.08205 1st Qu.: 0.00
                               1st Qu.: 5.19 1st Qu.:0.00000
Median: 0.25651 Median: 0.00 Median: 9.69 Median: 0.00000
Mean : 3.61352 Mean : 11.36 Mean :11.14 Mean :0.06917
3rd Qu.: 3.67708 3rd Qu.: 12.50
                              3rd Qu.:18.10
                                            3rd Qu.:0.00000
Max. :88.97620 Max. :100.00 Max. :27.74 Max. :1.00000
                                              dis
    nox
                   rm
                                age
Min. :0.3850 Min. :3.561 Min. : 2.90 Min. : 1.130
1st Qu.:0.4490    1st Qu.:5.886    1st Qu.: 45.02    1st Qu.: 2.100
Median: 0.5380 Median: 6.208 Median: 77.50 Median: 3.207
Mean :0.5547 Mean :6.285 Mean : 68.57 Mean : 3.795 3rd Qu.:0.6240 3rd Qu.:6.623 3rd Qu.: 94.08 3rd Qu.: 5.188
Max. :0.8710 Max. :8.780 Max. :100.00 Max. :12.127
                   tax
                            ptratio
    rad
                                           black
Min. : 1.000 Min. :187.0 Min. :12.60 Min. : 0.32
1st Qu.: 4.000 1st Qu.:279.0 1st Qu.:17.40 1st Qu.:375.38
Median: 5.000 Median: 330.0 Median: 19.05 Median: 391.44
Mean : 9.549 Mean :408.2 Mean :18.46 Mean :356.67
3rd Qu.:24.000 3rd Qu.:666.0 3rd Qu.:20.20 3rd Qu.:396.23
Max. :24.000 Max. :711.0 Max. :22.00 Max. :396.90
   lstat
               medv
Min. : 1.73 Min. : 5.00
1st Qu.: 6.95 1st Qu.:17.02
Median :11.36 Median :21.20
Mean :12.65 Mean :22.53
3rd Qu.:16.95
              3rd Qu.:25.00
      :37.97
             Max. :50.00
Max.
```

Загальна характеристика даних Boston

8.1

Побудовано для кожного предиктора просту модель лінійної регресії для прогнозування рівня злочинності на душу населення.

```
Call:
lm(formula = crim ~ zn)
Residuals:
  Min 1Q Median 3Q Max
-4.429 -4.222 -2.620 1.250 84.523
Coefficients:
           Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 4.45369 0.41722 10.675 < 2e-16 *** zn -0.07393 0.01609 -4.594 5.51e-06 ***
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 8.435 on 504 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.04019, Adjusted R-squared: 0.03828
F-statistic: 21.1 on 1 and 504 DF, p-value: 5.506e-06
Call:
lm(formula = crim ~ indus)
Residuals:
              1Q Median 3Q
   Min
-11.972 -2.698 -0.736 0.712 81.813
Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 7.866 on 504 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.1653, Adjusted R-squared: 0.1637
F-statistic: 99.82 on 1 and 504 DF, p-value: < 2.2e-16
```

Модель лінійної регресії для для показника zn тa indus

```
lm(formula = crim ~ chas)
Residuals:
Min 1Q Median 3Q Max
-3.738 -3.661 -3.435 0.018 85.232
Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 3.7444 0.3961 9.453 <2e-16 ***
chas -1.8928 1.5061 -1.257 0.209
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 8.597 on 504 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.003124, Adjusted R-squared: 0.001146
F-statistic: 1.579 on 1 and 504 DF, p-value: 0.2094
Call:
lm(formula = crim \sim nox)
Residuals:
Min 1Q Median 3Q Max
-12.371 -2.738 -0.974 0.559 81.728
Coefficients:
             Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 7.81 on 504 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.1772, Adjusted R-squared: 0.1756
F-statistic: 108.6 on 1 and 504 DF, p-value: < 2.2e-16
```

Модель лінійної регресії для для показника chas та nox

```
Call:
lm(formula = crim ~ rm)
Residuals:
  Min 1Q Median 3Q Max
-6.604 -3.952 -2.654 0.989 87.197
Coefficients:
             Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 20.482 3.365 6.088 2.27e-09 ***
rm -2.684 0.532 -5.045 6.35e-07 ***
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 8.401 on 504 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.04807, Adjusted R-squared: 0.04618
F-statistic: 25.45 on 1 and 504 DF, p-value: 6.347e-07
lm(formula = crim ~ age)
Residuals:
  Min
           1Q Median
                           3Q Max
-6.789 -4.257 -1.230 1.527 82.849
Coefficients:
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 8.057 on 504 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.1244, Adjusted R-squared: 0.1227 F-statistic: 71.62 on 1 and 504 DF, p-value: 2.855e-16
```

Модель лінійної регресії для для показника rm та age

```
Call:
lm(formula = crim ~ dis)
Residuals:
Min 1Q Median 3Q Max
-6.708 -4.134 -1.527 1.516 81.674
Coefficients:
          Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 9.4993 0.7304 13.006 <2e-16 *** dis -1.5509 0.1683 -9.213 <2e-16 ***
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 7.965 on 504 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.1441, Adjusted R-squared: 0.1425
F-statistic: 84.89 on 1 and 504 DF, p-value: < 2.2e-16
lm(formula = crim ~ rad)
Residuals:
           1Q Median 3Q Max
  Min
-10.164 -1.381 -0.141 0.660 76.433
Coefficients:
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 6.718 on 504 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.3913, Adjusted R-squared: 0.39
F-statistic: 323.9 on 1 and 504 DF, p-value: < 2.2e-16
```

Модель лінійної регресії для для показника dis та rad

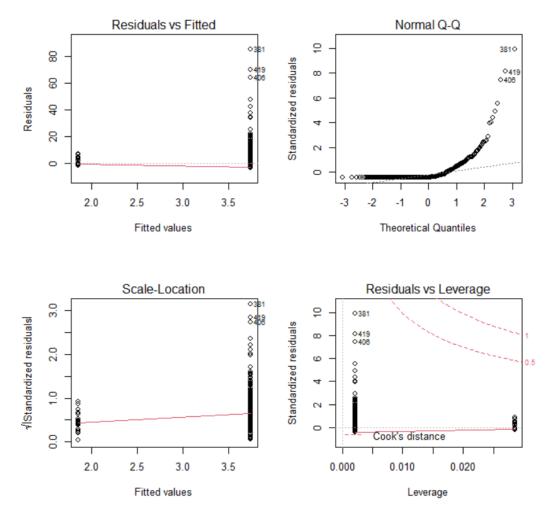
```
lm(formula = crim \sim tax)
Residuals:
           1Q Median
                          3Q
  Min
-12.513 -2.738 -0.194 1.065 77.696
Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -8.528369 0.815809 -10.45 <2e-16 ***
          0.029742 0.001847 16.10 <2e-16 ***
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 6.997 on 504 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.3396, Adjusted R-squared: 0.3383
F-statistic: 259.2 on 1 and 504 DF, p-value: < 2.2e-16
Call:
lm(formula = crim ~ ptratio)
Residuals:
 Min 1Q Median 3Q Max
-7.654 -3.985 -1.912 1.825 83.353
Coefficients:
          Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -17.6469 3.1473 -5.607 3.40e-08 *** ptratio 1.1520 0.1694 6.801 2.94e-11 ***
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 8.24 on 504 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.08407, Adjusted R-squared: 0.08225
F-statistic: 46.26 on 1 and 504 DF, p-value: 2.943e-11
```

Модель лінійної регресії для для показника tax та ptratio

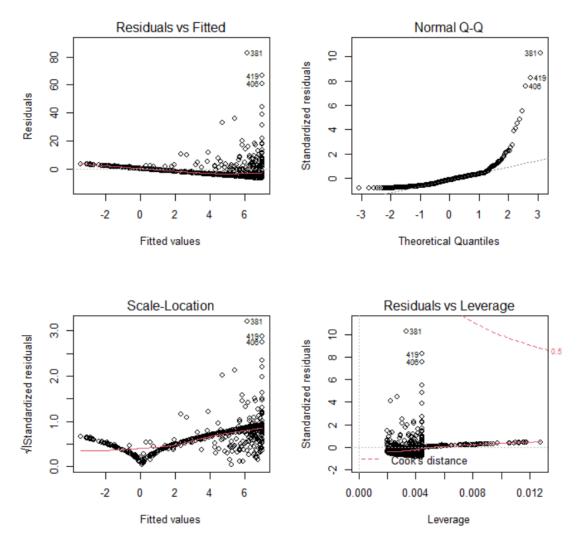
```
Call:
lm(formula = crim ~ black)
Residuals:
           1Q Median
  Min
                         3Q
-13.756 -2.299 -2.095 -1.296 86.822
Coefficients:
           Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 16.553529 1.425903 11.609 <2e-16 *** black -0.036280 0.003873 -9.367 <2e-16 ***
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 7.946 on 504 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.1483, Adjusted R-squared: 0.1466
F-statistic: 87.74 on 1 and 504 DF, p-value: < 2.2e-16
Call:
lm(formula = crim ~ lstat)
Residuals:
           10 Median 30
                                Max
  Min
-13.925 -2.822 -0.664 1.079 82.862
Coefficients:
         Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 7.664 on 504 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.2076, Adjusted R-squared: 0.206
F-statistic: 132 on 1 and 504 DF, p-value: < 2.2e-16
```

Модель лінійної регресії для для показника black та lstat

Модель лінійної регресії для для показника medv



Графік оцінки моделі із предиктором chas



Графік оцінки моделі із предиктором аде

Усі предиктори мають p-value менше 0,05, крім chas, тому ми можемо зробити висновок, що існує статистично значущий зв'язок між кожним предиктором та залежною змінною, за винятком предиктора chas.

8.2 Побудовано модель множинної регресії для прогнозування залежної змінної за допомогою всіх предикторів.

```
Call:
lm(formula = crim ~ ., data = Boston)
Residuals:
  Min 1Q Median
                      3Q
-9.924 -2.120 -0.353 1.019 75.051
Coefficients:
             Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 17.033228 7.234903 2.354 0.018949 *
zn 0.044855 0.018734 2.394 0.017025 *
indus -0.063855 0.083407 -0.766 0.444294
chas
           -0.749134 1.180147 -0.635 0.525867
          -10.313535 5.275536 -1.955 0.051152 .
nox
           0.430131 0.612830 0.702 0.483089
rm
           0.001452 0.017925 0.081 0.935488
age
           dis
           0.588209 0.088049 6.680 6.46e-11 ***
rad
           -0.003780 0.005156 -0.733 0.463793
tax
ptratio
           -0.271081 0.186450 -1.454 0.146611
black
           -0.007538 0.003673 -2.052 0.040702 *
lstat
           0.126211 0.075725 1.667 0.096208 .
           -0.198887 0.060516 -3.287 0.001087 **
medv
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 6.439 on 492 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.454, Adjusted R-squared: 0.4396
F-statistic: 31.47 on 13 and 492 DF, p-value: < 2.2e-16
```

Ми можемо відхилити нульову гіпотезу для предикторів zn, dis, rad, black та medv.

8.3

Для порівняльного аналізу вищезгаданих моделей я використав функцію coefficients для потрібних моделей.

```
all coeffs = c(coefficients(lm.zn)[2],
      coefficients(lm.indus)[2],
      coefficients(lm.chas)[2],
      coefficients(lm.nox)[2],
      coefficients(lm.rm)[2],
      coefficients(lm.age)[2],
      coefficients(lm.dis)[2],
      coefficients(lm.rad)[2],
      coefficients(lm.tax)[2],
      coefficients(lm.ptratio)[2],
      coefficients(lm.black)[2],
      coefficients(lm.lstat)[2],
      coefficients(lm.medv)[2])
print(all_coeffs)
cat("\n")
print(coefficients(lm.all)[2:14])
```

Можемо бачити нижче результати оціночного значення коефіцієнтів для предикторів (перша таблиця — лінійна регресійна модель, друга — множинна регресійна модель). Результати сильно відрізняються.

```
7n
             indus
                        chas
                                  nox
-0.07393498    0.50977633   -1.89277655    31.24853120   -2.68405122    0.10778623
     dis
               rad
                       tax
                              ptratio
                                          black
                                                   lstat
medv
-0.36315992
                indus
                            chas
        zn
 0.044855215 -0.063854824 -0.749133611 -10.313534912
                                             0.430130506
                dis
                                                ptratio
       age
                            rad
 0.001451643 -0.987175726 0.588208591 -0.003780016 -0.271080558
     black
                lstat
                            medv
-0.007537505 0.126211376 -0.198886821
```

8.4

Для кожного предиктора серед даних Boston побудовано модель поліноміальної регресії до 3-го степеня завдяки функції роlу(X, 3), де X це наш предиктор (рисунки наведені нижче).

Оскільки змінна chas ϵ якісною, то й для неї неможливо побудувати таку модель.

```
lm(formula = crim ~ poly(zn, 3))
Residuals:
   Min 1Q Median 3Q Max
-4.821 -4.614 -1.294 0.473 84.130
Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 3.6135 0.3722 9.709 < 2e-16 ***
poly(zn, 3)1 -38.7498 8.3722 -4.628 4.7e-06 ***
poly(zn, 3)2 23.9398 8.3722 2.859 0.00442 **
poly(zn, 3)3 -10.0719 8.3722 -1.203 0.22954
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 8.372 on 502 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.05824, Adjusted R-squared: 0.05261
F-statistic: 10.35 on 3 and 502 DF, p-value: 1.281e-06
Call:
lm(formula = crim ~ poly(indus, 3))
Residuals:
  Min 1Q Median
                          3Q Max
-8.278 -2.514 0.054 0.764 79.713
Coefficients:
               Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 3.614 0.330 10.950 < 2e-16 ***
poly(indus, 3)1 78.591 7.423 10.587 < 2e-16 ***
poly(indus, 3)2 -24.395 7.423 -3.286 0.00109 **
poly(indus, 3)3 -54.130 7.423 -7.292 1.2e-12 ***
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 7.423 on 502 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.2597, Adjusted R-squared: 0.2552
F-statistic: 58.69 on 3 and 502 DF, p-value: < 2.2e-16
```

Модель поліноміальної регресії (3-го степеня) для показника zn та indus

```
lm(formula = crim \sim poly(nox, 3))
Residuals:
  Min 10 Median
                          3Q
                                  Max
-9.110 -2.068 -0.255 0.739 78.302
Coefficients:
               Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 3.6135 0.3216 11.237 < 2e-16 ***
poly(nox, 3)1 81.3720 7.2336 11.249 < 2e-16 ***
poly(nox, 3)2 -28.8286 7.2336 -3.985 7.74e-05 ***
poly(nox, 3)3 -60.3619 7.2336 -8.345 6.96e-16 ***
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 7.234 on 502 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.297, Adjusted R-squared: 0.2928
F-statistic: 70.69 on 3 and 502 DF, p-value: < 2.2e-16
Call:
lm(formula = crim ~ poly(rm, 3))
Residuals:
    Min
             1Q Median
                              3Q
                                        Max
-18.485 -3.468 -2.221 -0.015 87.219
Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
              3.6135 0.3703 9.758 < 2e-16 ***
(Intercept)
poly(rm, 3)1 -42.3794 8.3297 -5.088 5.13e-07 ***
poly(rm, 3)2 26.5768 8.3297 3.191 0.00151 ** poly(rm, 3)3 -5.5103 8.3297 -0.662 0.50858
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 8.33 on 502 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.06779, Adjusted R-squared: 0.06222
F-statistic: 12.17 on 3 and 502 DF, p-value: 1.067e-07
```

Модель поліноміальної регресії (3-го степеня) для показника пох та rm

```
Call:
lm(formula = crim ~ poly(age, 3))
Residuals:
  Min 1Q Median
                             3Q Max
-9.762 -2.673 -0.516 0.019 82.842
Coefficients:
                 Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 3.6135 0.3485 10.368 < 2e-16 ***
poly(age, 3)1 68.1820 7.8397 8.697 < 2e-16 ***
poly(age, 3)2 37.4845 7.8397 4.781 2.29e-06 ***
poly(age, 3)3 21.3532 7.8397 2.724 0.00668 **
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 7.84 on 502 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.1742, Adjusted R-squared: 0.1693
F-statistic: 35.31 on 3 and 502 DF, p-value: < 2.2e-16
Call:
lm(formula = crim ~ poly(dis, 3))
Residuals:
              1Q Median
    Min
                                  3Q
                                            Max
-10.757 -2.588 0.031 1.267 76.378
Coefficients:
                 Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 3.6135 0.3259 11.087 < 2e-16 ***
poly(dis, 3)1 -73.3886 7.3315 -10.010 < 2e-16 ***
poly(dis, 3)2 56.3730 7.3315 7.689 7.87e-14 ***
poly(dis, 3)3 -42.6219 7.3315 -5.814 1.09e-08 ***
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 7.331 on 502 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.2778, Adjusted R-squared: 0.2735
F-statistic: 64.37 on 3 and 502 DF, p-value: < 2.2e-16
```

Модель поліноміальної регресії (3-го степеня) для показника age та dis

```
lm(formula = crim ~ poly(rad, 3))
Residuals:
   Min 1Q Median 3Q
-10.381 -0.412 -0.269 0.179 76.217
Coefficients:
             Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
             3.6135 0.2971 12.164 < 2e-16 ***
(Intercept)
                        6.6824 18.093 < 2e-16 ***
poly(rad, 3)1 120.9074
poly(rad, 3)2 17.4923
                        6.6824 2.618 0.00912 **
poly(rad, 3)3 4.6985
                        6.6824 0.703 0.48231
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 6.682 on 502 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.4, Adjusted R-squared: 0.3965
F-statistic: 111.6 on 3 and 502 DF, p-value: < 2.2e-16
Call:
lm(formula = crim ~ poly(tax, 3))
Residuals:
  Min 1Q Median 3Q
                                 Max
-13.273 -1.389 0.046 0.536 76.950
Coefficients:
             Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
             3.6135 0.3047 11.860 < 2e-16 ***
(Intercept)
                        6.8537 16.436 < 2e-16 ***
poly(tax, 3)1 112.6458
poly(tax, 3)2 32.0873 6.8537
poly(tax, 3)3 -7.9968 6.8537
                                4.682 3.67e-06 ***
                        6.8537 -1.167 0.244
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 6.854 on 502 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.3689, Adjusted R-squared: 0.3651
F-statistic: 97.8 on 3 and 502 DF, p-value: < 2.2e-16
```

Модель поліноміальної регресії (3-го степеня) для показника rad та tax

```
lm(formula = crim ~ poly(ptratio, 3))
Residuals:
  Min
         1Q Median
                      3Q
                               Max
-6.833 -4.146 -1.655 1.408 82.697
Coefficients:
                  Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
                    3.614 0.361 10.008 < 2e-16 ***
(Intercept)
poly(ptratio, 3)1 56.045 8.122 6.901 1.57e-11 ***
poly(ptratio, 3)2 24.775 8.122 3.050 0.00241 **
poly(ptratio, 3)3 -22.280 8.122 -2.743 0.00630 **
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 8.122 on 502 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.1138, Adjusted R-squared: 0.1085
F-statistic: 21.48 on 3 and 502 DF, p-value: 4.171e-13
Call:
lm(formula = crim ~ poly(black, 3))
Residuals:
   Min
            1Q Median 3Q
                                    Max
-13.096 -2.343 -2.128 -1.439 86.790
Coefficients:
                Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
                 3.6135 0.3536 10.218 <2e-16 ***
(Intercept)
poly(black, 3)1 -74.4312
                            7.9546 -9.357 <2e-16 ***
poly(black, 3)2 5.9264
                            7.9546 0.745 0.457
poly(black, 3)3 -4.8346
                           7.9546 -0.608 0.544
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 7.955 on 502 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.1498, Adjusted R-squared: 0.1448
F-statistic: 29.49 on 3 and 502 DF, p-value: < 2.2e-16
```

Модель поліноміальної регресії (3-го степеня) для показника ptratio та black

```
lm(formula = crim ~ poly(lstat, 3))
Residuals:
  Min 1Q Median 3Q
                                      Max
-15.234 -2.151 -0.486 0.066 83.353
(Intercept) S.6135 @ 2303 40 270
Coefficients:
                 3.6135 0.3392 10.654 <2e-16 ***
poly(lstat, 3)1 88.0697
                             7.6294 11.543 <2e-16 ***
poly(lstat, 3)2 15.8882 7.6294 2.082 0.0378 * poly(lstat, 3)3 -11.5740 7.6294 -1.517 0.1299
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 7.629 on 502 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.2179, Adjusted R-squared: 0.2133
F-statistic: 46.63 on 3 and 502 DF, p-value: < 2.2e-16
Call:
lm(formula = crim ~ poly(medv, 3))
Residuals:
   Min 1Q Median
                              3Q.
-24.427 -1.976 -0.437 0.439 73.655
Coefficients:
                Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 3.614 0.292 12.374 < 2e-16 ***
poly(medv, 3)1 -75.058 6.569 -11.426 < 2e-16 ***
poly(medv, 3)2 88.086 6.569 13.409 < 2e-16 ***
poly(medv, 3)3 -48.033 6.569 -7.312 1.05e-12 ***
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 6.569 on 502 degrees of freedom
                                 Adjusted R-squared: 0.4167
Multiple R-squared: 0.4202,
F-statistic: 121.3 on 3 and 502 DF, p-value: < 2.2e-16
```

Модель поліноміальної регресії (3-го степеня) для показника lstat та medv

Для предикторів zn, rm, rad, tax тa lstat, p-values припускають, що кубічний коефіцієнт не ϵ статистично значущим; для предиктора black, p-values припускають, що квадратичний та кубічний коефіцієнти не ϵ статистично значущими, тому в цьому випадку нелінійного ефекту не видно.