## Sprawozdanie 3

# Jakub Markowiak album 255705

#### 3 maja 2021

## Spis treści

1	Krótki opis zagadnienia	1
2	Opis eksperymentów/analiz	1
3	Wyniki 3.1 Badanie własności prostego modelu regresji liniowej	
4	Podsumowanie	11

## 1 Krótki opis zagadnienia

W tym sprawozdaniu zajmiemy się badaniem własności modeli regresji liniowej. Najpierw przygotujemy prosty model regresji liniowej dla odpowiednich danych i spróbujemy wykorzystać go do prognozowania przyszłych wartości. Następnie dla danych Cars.93 sporządzimy modele regresji liniowej dla jednej, dwóch i trzech zmiennych objaśniających, a następnie spróbujemy wyłonić ten najlepiej dopasowany.

## 2 Opis eksperymentów/analiz

Przeprowadzimy następujące analizy i eksperymenty:

- 1. Badanie własności prostego modelu regresji liniowej,
- 2. Porównanie modeli regresji liniowej dla danych Cars.93.

## 3 Wyniki

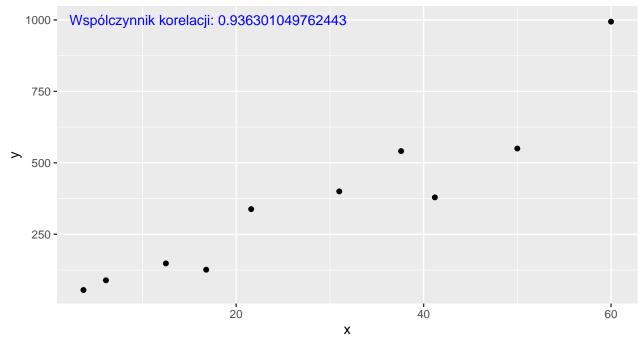
## 3.1 Badanie własności prostego modelu regresji liniowej

Rozpoczynamy od wczytania zadanych danych. (x - wydatki na reklamę, y - wielkość sprzedaży), a następnie rysujemy wykres rozrzutu w celu scharakteryzowania zależności między wydatkami na reklamę i wielkością sprzedaży.

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
X	12.50	3.70	21.60	60.00	37.60	6.10	16.80	41.20	50.00	31.00
У	148.00	55.00	338.00	994.00	541.00	89.00	126.00	379.00	550.00	400.00

Tabela 1: Wczytane dane

#### Wykres rozrzutu



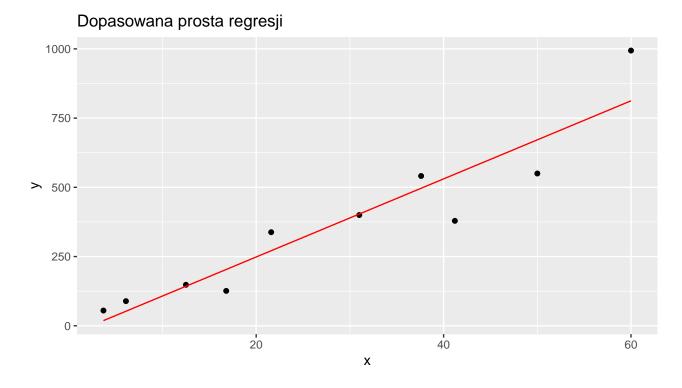
Rysunek 1: Wykres rozrzutu dla wczytanych danych

Ponieważ współczynnik korelacji jest bardzo blisko 1, a także na podstawie rozmieszczenia punktów na wykresie rozrzutu, możemy wyciągnąć wniosek, że zależność między tymi zmiennymi ma charakter liniowy.

Napiszemy teraz funkcję  $\mathtt{mnk},$ która wyznaczy paramtery  $\beta_0$  i  $\beta_1,$  wykorzystując metodę najmniejszych kwadratów.

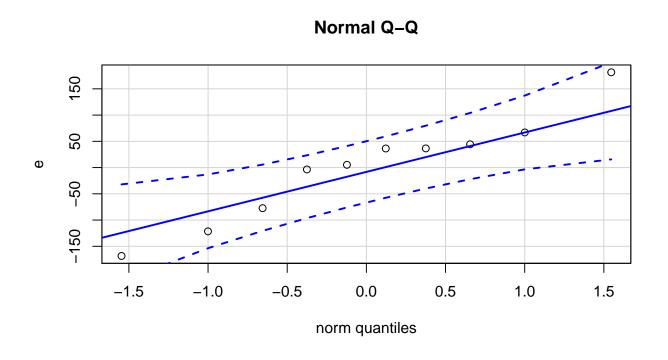
```
mnk <- function(x,y){
    x_sr <- mean(x)
    y_sr <- mean(y)
    n <- length(x)
    s1 <- 0
    s2 <- 0
    for (i in c(1:n)) {
        s1 <- s1 + (x[i] - x_sr) * (y[i] - y_sr)
            s2 <- s2 + (x[i] - x_sr)^2
    }
    beta_1 <- s1/s2
    beta_0 <- y_sr - beta_1*x_sr
    return(c(beta_0,beta_1))
}</pre>
```

Korzystając z funkcji mnk otrzymujemy prostą regresji dla naszych danych:



Rysunek 2: Dopasowana prosta regresji

Sprawdzimy teraz, jakie własności mają reszty w naszym modelu. W tym celu sporządzimy wykres Normal Q–Q oraz wyznaczymy współczynnik determinacji.



Rysunek 3: Badanie własności reszt

Możemy założyć, że wektor reszt  $\epsilon$  ma rozkład normalny. Współczynnik determinacji wynosi 0.8766597, zatem jest dość blisko 1. Stąd wnioskujemy, że uzyskany model jest dobrze dopasowany.

Korzystając z uzyskanego modelu, spróbujemy wyznaczyć prognozowaną wielkość sprzedaży dla nakładów 35, 45 i 55 [mln.\$].

Nakład [mln.\$]	Progn. wielk. sprz.
35.00	460.00
45.00	601.00
55.00	742.01

Tabela 2: Prognozowana wielkość sprzedaży

Teraz wyznaczymy przedziały ufności oraz przedziały predykcji dla otrzymanych wyników.

Nakład [mln.\$]	Progn. wielk. sprz.	conf.lwr	conf.upr	pred.lwr	pred.upr
35.00	460.00	376.57	543.43	200.04	719.96
45.00	601.00	494.21	707.79	332.63	869.37
55.00	742.01	602.13	881.89	458.84	1025.18

Tabela 3: Przedziały ufnosci i predykcji - 0.95

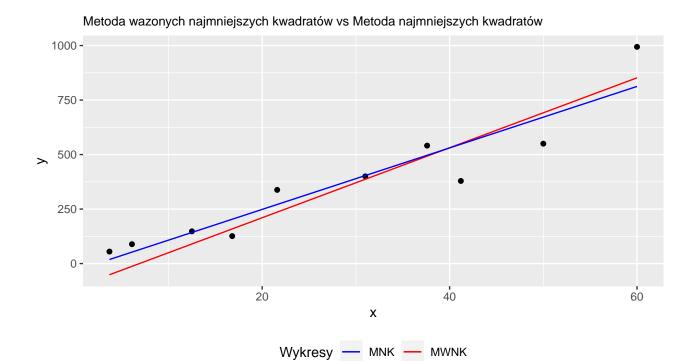
Odczytujemy, że np. przy nakładzie 35, z 95% prawdopodobieństwem wielkość sprzedaży będzie w przedziale [200.04,719.96].

Nakład [mln.\$]	Progn. wielk. sprz.	conf.lwr	conf.upr	pred.lwr	pred.upr
35.00	460.00	338.61	581.39	81.74	838.26
45.00	601.00	445.62	756.39	210.51	991.50
55.00	742.01	538.47	945.54	329.98	1154.04

Tabela 4: Przedziały ufnosci i predykcji - 0.99

Analogicznie odczytujemy, że np. przy nakładzie 35, z 99% prawdopodobieństwem wielkość sprzedaży będzie w przedziale [81.74, 838.26].

Znajdziemy teraz model regresji liniowej korzystając z metody najmniejszych ważonych kwadratów.



Rysunek 4: Porównanie MNK i MWNK

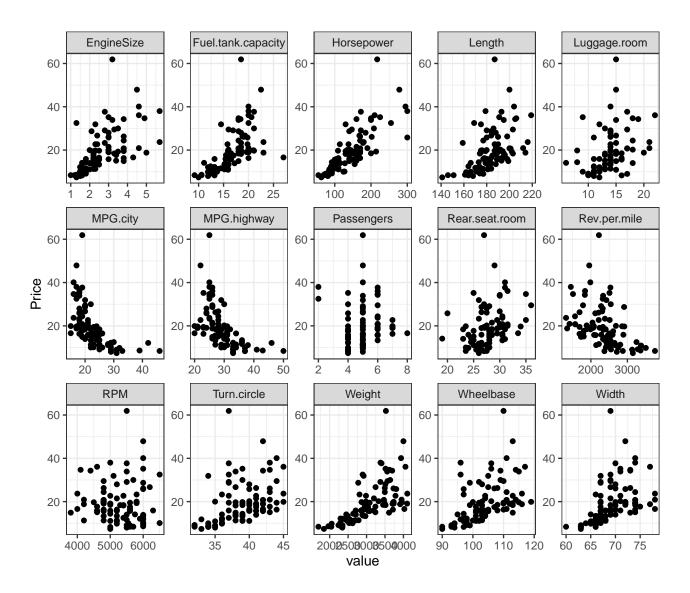
	$R^2$	$\sigma$
MNK	0.88	62.38
MWNK	0.82	113.16

Tabela 5: Porównanie MNK i MWNK

Obserwujemy, że krzywa uzyskana metodą ważonych najmniejszych kwadratów ma wyższy współczynnik  $\beta_1$ . Poza tym model uzyskany tą metodą charakteryzuje się niższym współczynnikiem determinacji oraz wyższym odchyleniem standardowym.

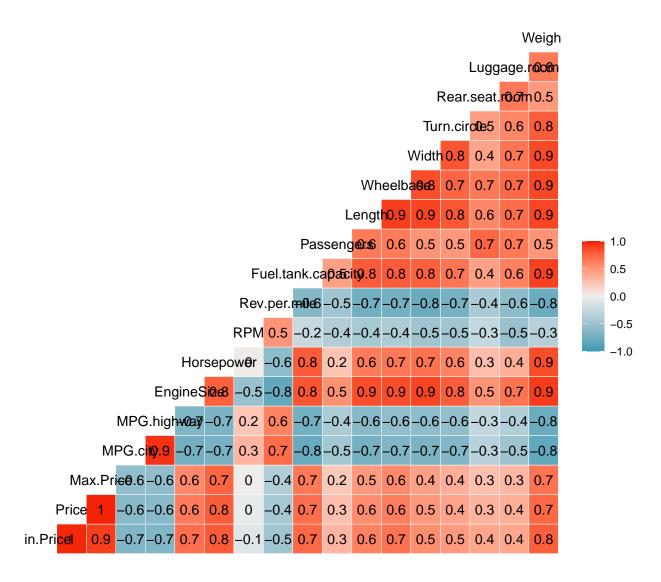
#### 3.2 Porównanie modeli regresji liniowej dla danych Cars.93

Wczytujemy dane Cars93 z pakietu MASS. Zbadamy zależności zmiennej Price od pozostałych cech (pomijamy cechy Min.Price i Max.Price, gdyż ta zależność jest oczywista). W tym celu przygotujemy wykresy rozrzutu dla cech ilościowych (typ numeric lub integer).



Rysunek 5: Dane

Widzimy, że dla zmiennej Price zależność zbliżona do liniowej występuje m.in. w przypadku Horsepower, EngineSize, Fuel.tank.capacity, MPG.City, MPG.Highway, Weight oraz Wheelbase. Sporządzimy teraz macierz korelacji, aby sprawdzić zasadność naszych obserwacji. Umieścimy też w tabeli te zmienne, dla których |współczynnik korelacji|  $\geq 0.6$  (względem zmiennej Price).



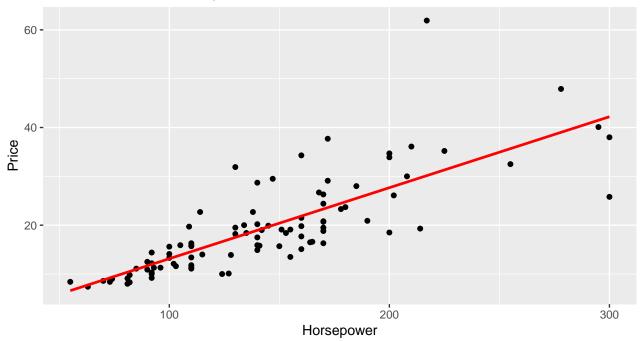
Rysunek 6: Macierz korelacji

	Price
Min.Price	0.97
Price	1.00
Max.Price	0.98
MPG.city	-0.62
MPG.highway	-0.63
EngineSize	0.64
Horsepower	0.79
Fuel.tank.capacity	0.71
Wheelbase	0.63
Weight	0.74

Tabela 6: Korelacja między Price i pozostałymi zmiennymi (korelacja  $\geq 0.6$ )

Przygotujemy teraz modele regresji liniowej dla wybranych trzech cech - będą to Horsepower, EngineSize oraz Wheelbase. Rozpoczniemy od prostego modelu dla zmiennej Horsepower.

#### Dopasowana prosta regresji



Rysunek 7: Model regresji dla 1 zm. objaśniającej

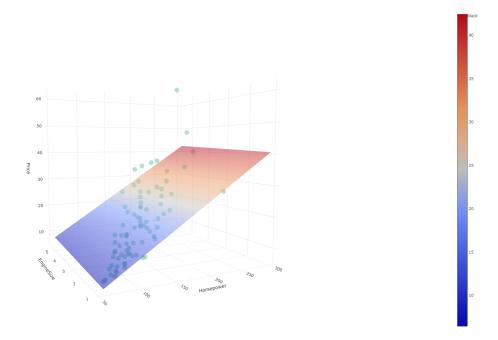
Model regresji dla 1 zmiennej objaśniającej (Horsepower) jest w przybliżeniu w postaci

$$\mathbf{Y}_i = -1.3988 + 0.1454x_i + \epsilon_i \tag{1}$$

Model regresji dla 2 zmiennych objaśniających (Horsepower, EngineSize) jest w przybliżeniu w postaci

$$\mathbf{Y}_i = -1.6366 + 0.1394x_{i,1} + 0.4085x_{i,2} + \epsilon_i \tag{2}$$

Jest to równanie płaszczyzny. Możemy ją zwizualizować na wykresie.

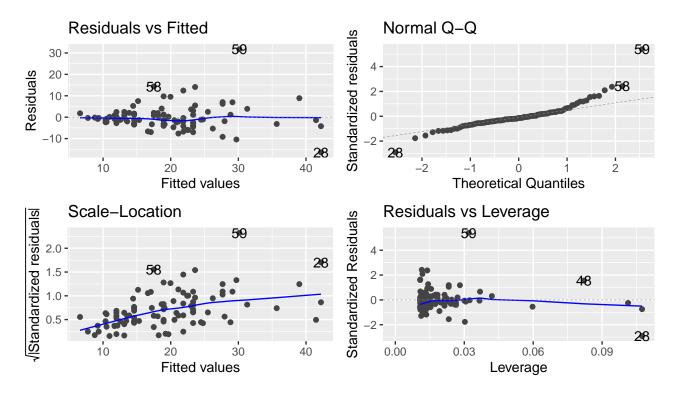


Rysunek 8: Model regresji dla 2 zm. objaśniających

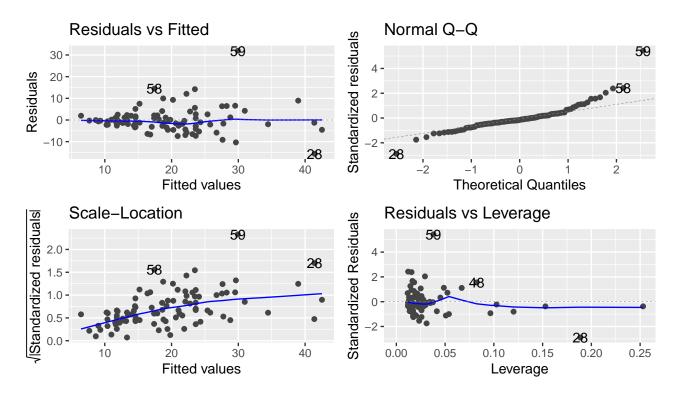
Model regresji dla 3 zmiennych objaśniających (Horsepower, EngineSize, Wheelbase) jest w przybliżeniu w postaci

$$\mathbf{Y}_i = -30.167 + 0.1438x_{i,1} - 1.2487x_{i,2} + 0.311x_{i,3} + \epsilon_i \tag{3}$$

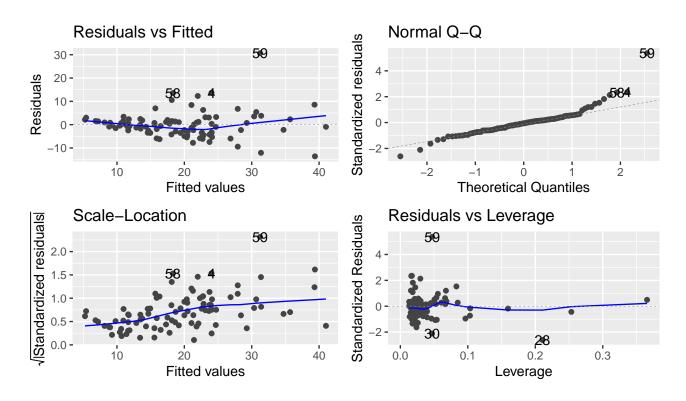
Spróbujemy teraz przeanalizować, który z tych trzech modeli jest najlepiej dopasowany. W tym celu sporządzimy wykresy, które pomogą nam zweryfikować poprawność dopasowania dla kolejnych modeli.



Rysunek 9: Weryfikacja poprawności dopasowania dla modelu 1



Rysunek 10: Weryfikacja poprawności dopasowania dla modelu 2



Rysunek 11: Weryfikacja poprawności dopasowania dla modelu 3

	$\mathbb{R}^2$	$\sigma$
Model 1	0.62	5.98
Model 2	0.61	6.00
Model 3	0.63	5.86

Tabela 7: Współczynnik adjusted  $R^2$  i odchylenie standardowe  $\sigma$ 

Porównując wykresy Residuals vs Fitted oraz wykresy Normal Q–Q ciężko wyciągnąć jakieś wnioski. Na wykresie Scale–Location widać natomiast, że najbliżej poziomej linii jest krzywa w modelu 3. Także na wykresie Residuals vs Leverage delikatnie lepiej wypada model 3. Porównując współczynniki  $\mathbf{R}^2$  oraz  $\sigma$  również możemy wyciągnąć wniosek, że najlepiej dopasowanym modelem jest model 3, natomiast różnice nie są bardzo wyraźne.

### 4 Podsumowanie

Poniżej wypunktujemy najważniejsze wnioski, jakie można wyciągnąć z przeprowadzanych analiz:

- dobrze dopasowany model regresji liniowej pozwala nam na prognozowanie przyszłych wartości z zadanym prawdopodobieństwem,
- porównując wskaźniki adjusted  $R^2$  oraz odchylenie standardowe  $\sigma$  możemy sprawdzać, jak dobrze dany model jest dopasowany do danych,
- porównanie wykresów Residuals vs Fitted, Normal Q-Q, Scale-Location oraz Residuals vs Leverage pozwala nam wyłonić najlepiej dopasowany model.