Metody Inżynierii Wiedzy Regresja liniowa - wykład 6

Adam Szmigielski aszmigie@pjwstk.edu.pl materiały: ftp(public): //aszmigie/MIW

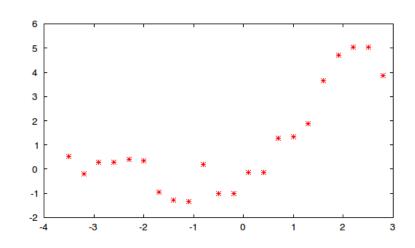
Rodzaje modeli -test

- modele parametryczne gdy ilość parametrów określających model jest skończona
 np. możemy traktować parametry równania opisujące w/w krzywą jako model,
- modele nieparametryczne gdy ilość parametrów opisujących model jest nieskończona
 np. możemy traktować krzywą (nieskończony zbiór punktów) jako model.



"Czarna skrzynka"

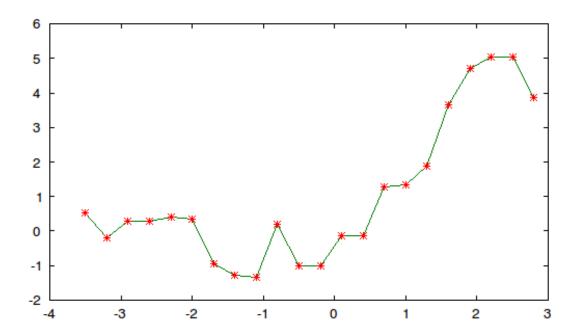
x	У
-3,5000	$0,\!5383$
-3,2000	-0,2035
-2,9000	0,2970
-2,6000	0,2838
-2,3000	$0,\!3988$
-2,0000	0,3455
-1,7000	-0,9495
-1,4000	-1,2928
-1,1000	-1,3353
-0,8000	$0,\!1829$
-0,5000	-1,0107
-0,2000	-1,0122
0,1000	-0,1372
$0,\!4000$	-0,1440
0,7000	1,2802
1,0000	1,3467
1,3000	1,8867
1,6000	3,6428
1,9000	4,6996
2,2000	5,0316
2,5000	5,0429
2,8000	3,8659





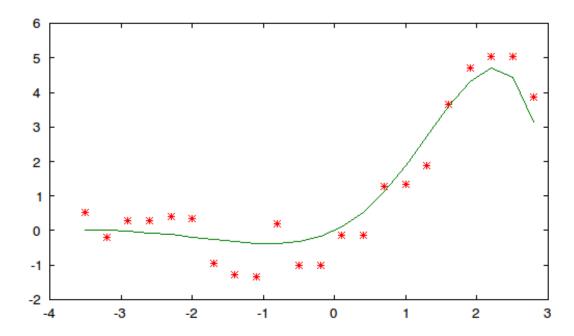
"Czarna skrzynka" mapuje wejście na wyjście.

Interpolacja



• Interpolacja – metoda polegająca na wyznaczaniu w danym przedziale funkcji interpolacyjnej, która przyjmuje w nim z góry zadane wartości, w ustalonych punktach nazywanych węzłami.

Aproksymacja



• Aproksymacja – metoda polegająca na określeniu rozwiązań przybliżonych, które są bliskie rozwiązaniom dokładnym.

Zależność wejścia od wyjścia - korelacja

- Współczynnik korelacji liczba określająca w jakim stopniu zmienne są współzależne.
- Istnieje wiele różnych wzorów określanych jako współczynniki korelacji.
- Większość z nich jest znormalizowana: +1 (zupełna korelacja dodatnia), -1 (zupełna korelacja ujemna), 0 (brak korelacji),
- Najczęściej stosowany jest współczynnik korelacji r Pearsona korelacja liniowa.

Współczynnik korelacji liniowej Pearsona

- Współczynnik korelacji liniowej Pearsona współczynnik określający poziom zależności liniowej między zmiennymi losowymi X i Y.
- Współczynnika korelacji liniowej definiuje się następująco:

$$r_{xy} = \frac{n \cdot \sum_{i=1}^{n} (x_i \cdot y_i) - \sum_{i=1}^{n} (x) \cdot \sum_{i=1}^{n} (y)}{(\sqrt{n \cdot \sum_{i=1}^{n} x_i^2 - (\sum_{i=1}^{n} x_i)^2} \cdot \sqrt{n \cdot \sum_{i=1}^{n} y_i^2 - (\sum_{i=1}^{n} y_i)^2}}$$

• Współczynnik korelacji liniowej dwóch zmiennych jest ilorazem kowariancji i iloczynu odchyleń standardowych tych zmiennych:

$$r_{xy} = \frac{cov(X, Y)}{\delta_X \cdot \delta_Y}$$

Model liniowy

- Regresja liniowa zakłada to, że wartość oczekiwana wyjścia, przy danym wejściu E[y|x] jest liniowa strukturą modelu jest prosta,
- W najprostszym przypadku $y = w \cdot x$,
- Zadanie polega na takim doborze parametru w który najlepiej opisuje danych $\{(x_1, y_1), (x_2, y_2), \dots, (x_n, y_n)\}$, tj. chcemy maksymalizować prawdopodobieństwo:

$$P(w|x_1, x_2, x_3, \dots x_n, y_1, y_2 \dots y_n)$$

- Do maksymalizacji tego prawdopodobieństwa możemy:
 - użyć reguły Bayesa do określenia prawdopodobieństwa warunkowego dla naszych danych,
 - użyć metody największej wiarygodności (ang. Maximum Likelihood Estimation).

Metoda najmniejszych kwadratów (ang. Least Square LS)

Najbardziej wiarygodny parametr \boldsymbol{w} powinien minimalizować sumę kwadratów błędu

$$E(w) = \sum_{i=1}^{n} (y_i - w \cdot x_i)^2 = \sum_{i=1}^{n} y_i^2 - (2\sum_{i=1}^{n} x_i y_i)w + (\sum_{i=1}^{n} x_i^2)w^2 \longrightarrow min$$

obliczając pochodną błędu po parametrze w i przyrównując wynik do zera otrzymujemy:

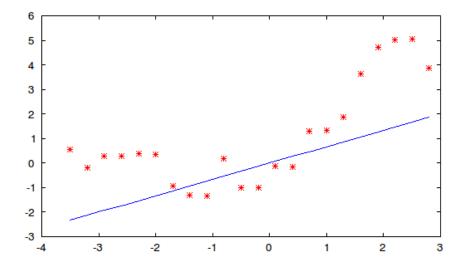
$$\frac{dE(w)}{dw} = -2(\sum_{i=1}^{n} x_i y_i) + 2(\sum_{i=1}^{n} x_i^2)w = 0$$

skąd otrzymujemy:

$$w = \frac{\sum_{i=1}^{n} x_i y_i}{\sum_{i=1}^{n} x_i^2}$$

Odpowiedź modelu (1 parametr) - przykład

- Nasz model będzie ma postać: $y = w \cdot x$
- obliczone wartości: w = 0,6663



Metoda LS dla modelu $y = w_1 \cdot x + w_0$

Model będzie najlepiej dopasowany do danych gdy suma błędów kwadratowych osiągnie minimum

$$E(w_1, w_0) = \sum_{i=1}^{n} (y_i - (w_1 \cdot x_i + w_0))^2 \longrightarrow min$$

obliczając pochodne cząstkowe po w_1 i w_0 i porównując je do zera otrzymujemy

$$\frac{\delta E(w_1, w_0)}{\delta w_1} = 2 \cdot (\sum_{i=1}^{n} (y_i - w_1 \cdot x_i - w_0)) \cdot (-x_i) = 0$$

$$\frac{\delta E(w_1, w_0)}{\delta w_0} = 2 \cdot (\sum_{i=1}^{n} (y_i - w_1 \cdot x_i - w_0)) \cdot (-1) = 0$$

po przekształceniach:

$$w_0 n + w_1 \sum_{i=1}^{n} x_i = \sum_{i=1}^{n} y_i$$

$$w_0 \sum_{i=1}^{n} x_i + w_1 \sum_{i=1}^{n} x_i^2 = \sum_{i=1}^{n} x_i y_i$$

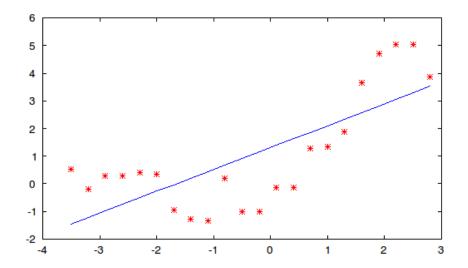
co daje wartości parametrów w_1 i w_0

$$w_1 = \frac{n \sum_{i=1}^n x_i y_i - \sum_{i=1}^n x_i \sum_{i=1}^n y_i}{n \sum_{i=1}^n x_i^2 - (\sum_{i=1}^n x_i)^2}$$

$$w_0 = \frac{\sum_{i=1}^n y_i \sum_{i=1}^n x_i^2 - \sum_{i=1}^n x_i \sum_{i=1}^n x_i y_i}{n \sum_{i=1}^n x_i^2 - (\sum_{i=1}^n x_i)^2}$$

Odpowiedź modelu $y = w_1 \cdot x + w_0$ - przykład

- Nasz model będzie ma postać: $y = w_1 \cdot x + w_0$
- obliczone wartości: $w_1 = 0,7888$ i $w_0 = 1,3105$



Regresja nieliniowa

Załóżmy, że mechanizm mapujący wejście na wyjście jest wielomianem drugiego stopnia:

$$y = w_2 \cdot x^2 + w_1 \cdot x + w_0$$

• Model będzie najlepiej dopasowany do danych gdy suma błędów kwadratowych osiągnie minimum

$$E(w_2, w_1, w_0) = \sum_{i=1}^{n} (y_i - (w_2 \cdot x_i^2 + w_1 \cdot x_i + w_0))^2 \longrightarrow min$$

Podobnie jak w poprzednich przypadkach obliczamy pochodne cząstkowe po w_2 , w_1 i w_0 i porównując je do zera:

$$E(w_2, w_1, w_0) = \sum_{i=1}^{n} (y_i - (w_2 \cdot x_i^2 + w_1 \cdot x_i + w_0))^2$$

$$\frac{\delta E(w_2, w_1, w_0)}{\delta w_2} = 2 \cdot \sum_{i=1}^{n} (y_i - w_2 \cdot x_i^2 - w_1 \cdot x_i - w_0) \cdot (-x_i^2) = 0$$

$$\frac{\delta E(w_2, w_1, w_0)}{\delta w_1} = 2 \cdot \sum_{i=1}^{n} (y_i - w_2 \cdot x_i^2 - w_1 \cdot x_i - w_0) \cdot (-x_i) = 0$$

$$\frac{\delta E(w_2, w_1, w_0)}{\delta w_0} = 2 \cdot \sum_{i=1}^{n} (y_i - w_2 \cdot x_i^2 - w_1 \cdot x_i - w_0) \cdot (-1) = 0$$

Po uporządkowaniu otrzymujemy układ 3 równań z 3 niewiadomymi:

$$w_{2} \sum_{i=1}^{n} x_{i}^{4} + w_{1} \sum_{i=1}^{n} x_{i}^{3} + w_{0} \sum_{i=1}^{n} x_{i}^{2} = \sum_{i=1}^{n} x_{i}^{2} y_{i}$$

$$w_{2} \sum_{i=1}^{n} x_{i}^{3} + w_{1} \sum_{i=1}^{n} x_{i}^{2} + w_{0} \sum_{i=1}^{n} x_{i} = \sum_{i=1}^{n} x_{i} y_{i}$$

$$w_{2} \sum_{i=1}^{n} x_{i}^{2} + w_{1} \sum_{i=1}^{n} x_{i} + w_{0} \cdot n = \sum_{i=1}^{n} y_{i}$$

lub w postaci macierzowej

$$\begin{bmatrix} \sum_{i=1}^{n} x_i^2 y_i \\ \sum_{i=1}^{n} x_i y_i \\ \sum_{i=1}^{n} y_i \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sum_{i=1}^{n} x_i^4 & \sum_{i=1}^{n} x_i^3 & \sum_{i=1}^{n} x_i^2 \\ \sum_{i=1}^{n} x_i^3 & \sum_{i=1}^{n} x_i^2 & \sum_{i=1}^{n} x_i \\ \sum_{i=1}^{n} x_i^2 & \sum_{i=1}^{n} x_i & n \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} w_2 \\ w_1 \\ w_0 \end{bmatrix}$$

Skąd można wyznaczyć wektor parametrów $[w_2, w_1, w_0]$ jako:

$$\begin{bmatrix} w_2 \\ w_1 \\ w_0 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sum_{i=1}^n x_i^4 & \sum_{i=1}^n x_i^3 & \sum_{i=1}^n x_i^2 \\ \sum_{i=1}^n x_i^3 & \sum_{i=1}^n x_i^2 & \sum_{i=1}^n x_i \\ \sum_{i=1}^n x_i^2 & \sum_{i=1}^n x_i & n \end{bmatrix}^{-1} \cdot \begin{bmatrix} \sum_{i=1}^n x_i^2 y_i \\ \sum_{i=1}^n x_i y_i \\ \sum_{i=1}^n y_i \end{bmatrix}$$

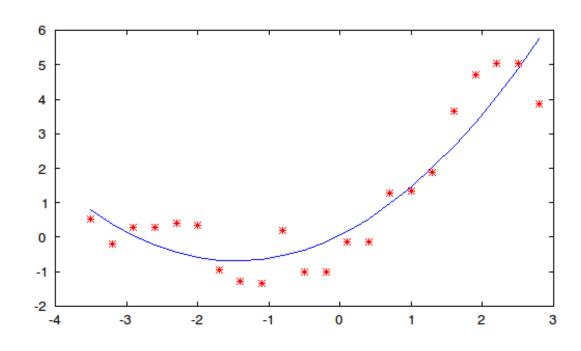
Odpowiedź modelu $y = w_2 x^2 + w_1 x + w_0$

Obliczone parametry:

$$w_2 = 0,3561$$

$$w_1 = 1,0381$$

$$w_0 = 0,0641$$



Metoda najmniejszych kwadratów - wersja z macierzą obserwacji Fishera

• Załóżmy, że zależność wyjścia od wejścia opisany jest równaniem

$$y = w_1 \cdot x_1 + w_2 \cdot x_2 + w_3 \cdot x_3 \tag{1}$$

gdzie w_1, w_2, w_3 są parametrami modelu.

- Model posiada trzy wejścia x_1, x_2 i x_3 oraz jedno wyjście y.
- Załóżmy, że dysponujemy n liczbą danych. x_{i1} będzie oznaczać wartość 1 wejścia dla i-tej próbki, a y_i wartość wyjścia modelu dla i-tej próbki.

Dla tych danych mamy następujące równanie macierzowe:

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ \cdot \\ \cdot \\ y_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} x_{11} & x_{12} & x_{13} \\ \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot \\ x_{n1} & x_{n2} & x_{n3} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} w_1 \\ w_2 \\ w_3 \end{bmatrix}$$

$$Y = \Phi \cdot W$$

gdzie Y jest wektorem wyjściowym, W wektorem parametrów, a ϕ nosi nazwę **macierzy obserwacji Fishera** (ang. Fisher observation matrix)

Z równia macierzowego $Y = \Phi \cdot W$ należy wyznaczyć wektor parametrów W.

Rozwiązanie równania

$$Y = \Phi \cdot W \tag{2}$$

W ogólności macierz Φ nie jest kwadratowa. Równianie (2) mnożymy lewostronnie przez Φ^T

$$\Phi^T \cdot Y = \Phi^T \cdot \Phi \cdot W \tag{3}$$

Ponieważ $\Phi^T \cdot \Phi$ jest macierzą kwadratową możemy obliczyć macierz do nie odwrotną i pomnożyć obie strony równania (3)

$$(\Phi^T \cdot \Phi)^{-1} \cdot \Phi^T \cdot Y = \underbrace{(\Phi^T \cdot \Phi)^{-1} \cdot (\Phi^T \cdot \Phi)} \cdot W$$

I - macierz jednostkowa

Finalnie rozwiązaniem równia (2) jest wektor W:

$$W = \underbrace{(\phi^T \phi)^{-1} \cdot \phi^T}_{} \cdot Y \tag{4}$$

macierz pseudoodrotna

Regresja liniowa - model $y = w_1 \cdot x + w_0$

$$Y = \begin{bmatrix} 0,5383 \\ -0,2035 \\ 0,2970 \\ 0,2838 \\ 0,3988 \\ 0,3455 \\ -0,9495 \\ -1,2928 \\ -1,3353 \\ 0,1829 \\ -1,0107 \\ -1,0122 \\ -0,1372 \\ -0,1440 \\ 1,2802 \\ 1,3467 \\ 1,8867 \\ 3,6428 \\ 4,6996 \\ 5,0316 \\ 5,0429 \\ 3,8659 \end{bmatrix} X = \begin{bmatrix} -3,5000 \\ -3,2000 \\ -2,9000 \\ -2,3000 \\ -2,3000 \\ -1,7000 \\ -1,7000 \\ -1,4000 \\ -0,2000 \\ 0,4000 \\ 0,4000 \\ 0,4000 \\ 1,3000 \\ 1,3000 \\ 1,9000 \\ 2,5000 \\ 2,8000 \end{bmatrix}$$

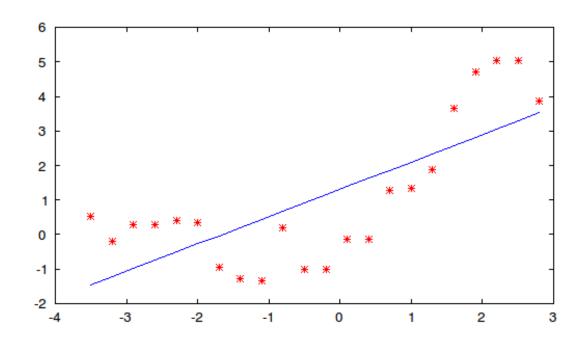
 $\Phi =$

$$W = \left[\begin{array}{c} w_1 \\ w_0 \end{array} \right]$$

Odpowiedź modelu $y = w_1x + w_0$ - macierz obserwacji Fishera

Obliczone parametry:

$$w_1 = 0,7888, w_0 = 1,3105$$



Regresja liniowa - model $y = w_2 \cdot x^2 + w_1 \cdot x + w_0$

 $\Phi =$

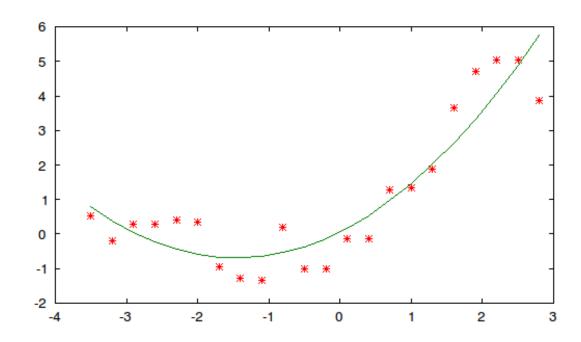
$$Y = \begin{bmatrix} 0,5383 \\ -0,2035 \\ 0,2970 \\ 0,2838 \\ 0,3988 \\ 0,3455 \\ -0,9495 \\ -1,2928 \\ -1,3353 \\ 0,1829 \\ -1,0107 \\ -1,0122 \\ -0,1372 \\ -0,1440 \\ 1,2802 \\ 1,3467 \\ 1,8867 \\ 3,6428 \\ 4,6996 \\ 5,0316 \\ 5,0429 \\ 3,8659 \end{bmatrix} X = \begin{bmatrix} -3,5000 \\ -2,9000 \\ -2,6000 \\ -2,3000 \\ -2,0000 \\ -1,7000 \\ -1,4000 \\ -0,2000 \\ 0,4000 \\ 0,4000 \\ 0,4000 \\ 0,4000 \\ 1,3000 \\ 1,9000 \\ 2,5000 \\ 2,8000 \end{bmatrix}$$

$$W = \begin{bmatrix} w_2 \\ w_1 \\ w_0 \end{bmatrix}$$

Odpowiedź modelu $y=w_2x^2+w_1x+w_0$ - macierz obserwacji Fishera

Obliczone parametry:

$$w_2 = 0,3561; w_1 = 1,0381, w_0 = 0,0641$$



Modele autoregresyjne AR (ang. Autoregressive Model)

- Model parametryczny szeregu czasowego, używany do modelowania i predykcji.
- Model autoregresyjny służy do predykcji liniowej predykcji wyjścia układu oblicza się w oparciu o wartości wejść z przeszłości.

$$y_{t+1} = \varphi_1 \cdot y_t + \varphi_2 \cdot y_{t-1} + \varphi_3 \cdot y_{t-2} + \epsilon_t, \tag{5}$$

gdzie $\varphi_1, \varphi_2, \varphi_3$ są parametrami a ϵ_t jest szumem.

• Wykorzystuje się inne rodzaje modeli do predykcji jak: model ARX, model ARMAX, model ARMA, model ARIMA etc.

Zastosowanie regresji liniowej do predykcji notowań akcji

Do opisu przebiegu notowań akcji posłużono się modelem autoregresyjnym

$$y_{t+1} = \varphi_1 \cdot y_t + \varphi_2 \cdot y_{t-1} + \varphi_3 \cdot y_{t-2} + \epsilon_t, \tag{6}$$

gdzie $\varphi_1, \varphi_2, \varphi_3$ są parametrami a ϵ_t jest szumem. Prognozowana wartość akcji liczona jest w oparciu o trójparametryczny predykcyjny modele autoregresyjny o postaci

$$\hat{y}_{t+1} = \varphi_1 \cdot y_t + \varphi_2 \cdot y_{t-1} + \varphi_3 \cdot y_{t-2}. \tag{7}$$

Parametry te są identyfikowane metodą najmniejszych kwadratów. Do identyfikacji użyto 49 wcześniejszych obserwacji (notowań cen akcji).

Macierz obserwacji ϕ ma postać:

$$\phi = \begin{bmatrix} y_t & y_{t-1} & y_{t-2} \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ y_{t-48} & y_{t-49} & y_{t-50} \end{bmatrix}$$

Wektor parametrów $\varphi = [\varphi_1, \varphi_2, \varphi_3]$ obliczono jako

$$\varphi = (\phi^T \phi)^{-1} \cdot \phi^T \cdot y \tag{8}$$

gdzie y jest wektorem 49 obserwacji

$$y = \begin{bmatrix} y_t \\ \vdots \\ y_{t-48} \end{bmatrix}$$

Pożądanym efektem prognozy jest to, by prognozowana wartość cen akcji \hat{y}_{t+1} była faktycznie równa przyszłemu notowaniu akcji y_{t+1} . Niestety, każda prognoza jest obarczona błędem prognozy. Faktyczna wartość notowań akcji będzie więc równa sumie prognozy oraz błędu prognozy e_t

$$y_{t+1} = \hat{y}_{t+1} + \epsilon_t \tag{9}$$

Z równania (9) można przedstawić błąd prognozy na jeden krok naprzód jako

$$\epsilon_t = y_{t+1} - \hat{y}_{t+1} \tag{10}$$

Zadania na laboratoria

- Wczytaj dane z pliku $daneXX.txt^{a}$. Zaproponuj i zrealizuj podział tych danych na $dane\ treningowe$ i $dane\ testowe$,
- Zaproponuj liniowy model parametryczny **Model 1**. Określ parametry modelu stosując metodę najmniejszych kwadratów dla danych treningowych,
- Zweryfikuj poprawność Modelu 1,
- Zaproponuj bardziej złożony model parametryczny **Model 2**. Określ parametry modelu stosując metodę najmniejszych kwadratów dla danych treningowych,
- Zweryfikuj poprawność Modelu 2,
- Porównaj oba modele.

^agdzie XX jest numerem zestawu. W każdej linii pliku pierwsza liczba określa wejście a druga wartość wyjścia