Lista 4

Aneta Przydróżna

Wpływ korelacji.

Generujemy X_{100x2} z niezależnymi wierszami z rozkładu $N(0, \sigma/100)$, gdzie σ to macierz 2x2 z jedynkami na przekątnej głównej i 0.9 na pozostałych.Na podstawie X liczymy $Y = \beta_1 * X_1 + \epsilon$, $\beta_1 = 3$, X_1 i $\epsilon N(0, I)$.

Konstruujemy 95% przedział ufności dla β_1 i wykonujemy t-test poziomu istotności 0,05 dla H_0 : $\beta_1 = 0$ z modelem prostej regresji liniowej i dla dwóch zmiennych wyjaśniających.

```
A < -lm(y \sim X[,1])
B < -lm(y \sim X[,1] + X[,2])
confint(A,level=0.95)
                    2.5 %
                             97.5 %
## (Intercept) -0.1065448 0.2953413
## X[, 1]
                1.4164432 5.0686455
confint(B,level=0.95)
                    2.5 %
                            97.5 %
## (Intercept) -0.1066309 0.296765
## X[, 1]
              -0.2546027 9.158697
## X[, 2]
               -6.2281123 3.510915
summary(A)$coefficients
##
                 Estimate Std. Error
                                       t value
                                                    Pr(>|t|)
## (Intercept) 0.09439824 0.1012579 0.9322554 0.3534956617
## X[, 1]
               3.24254434 0.9201971 3.5237498 0.0006482675
summary(B)$coefficients
##
                  Estimate Std. Error
                                          t value
                                                    Pr(>|t|)
## (Intercept) 0.09506704 0.1016252 0.9354669 0.35187080
## X[, 1]
               4.45204737 2.3714390 1.8773611 0.06347346
## X[, 2]
               -1.35859878 2.4534976 -0.5537396 0.58103129
```

Generujemy 1000 iid kopi błędu. Estymujemy β_1 . Wykonujemy test na znaczenie β_1 w obu modelach (z jedną i dwiema zmiennymi objaśniającymi).

 H_0 : $\beta_1=0$ ale P_wartość wynosi 0.23, więc przyjmujemy alternatywę i uznajemy znaczący wpływ współczynnika regresji. Moc dla podstawowi regresji wyszła: 0.025, natomiast dla rozbudowanego: 0.027. Wyestymowane dchylenie w pierwszym przypadku to: 1.07, w drugim 2.45. Wyniki są porównywalne do wyników otrzymanych w liczeniu teoretycznym.

Wpływ wymiaru.

Generujemy macierz zmiennych losowych z rozkładu normalnego z odchyleniem standardowym 0.1 $X_{1000x950}$, następnie dopasowujemy model, gdzie $\beta=(3,3,3,3,3,0,...,0)$

szacujemy wartość współczynników regresji i używamy t-testuna poziomie istotności 0.05, przy użyciu kilku kolejnych coraz dłuższych ciągów.

```
n<-1000
p <- 950
X<-matrix(rnorm(n*p,0,0.1),n,p)</pre>
b \leftarrow rep(0, times = p)
b[1:5] \leftarrow rep(3, times = 5)
Y \leftarrow X%*%b + rnorm(n)
RSS <-c()
MSE <-c()
mu <- X%*%b
k < c(1,2,5,10,50,100,500,950)
AIC \leftarrow c()
p values <- c()</pre>
FD <- c(rep(0,times = length(k)))
pval <- matrix(0,length(k),2)</pre>
for(i in 1:length(k)){
  reg <- lm(Y~X[,1:k[i]])
  sum_reg <- summary(reg)</pre>
  RSS[i] <-sum(reg$residuals^2)</pre>
  MSE[i]<- sum((mu - reg$fit)^2)</pre>
  AIC[i] <- AIC(reg)
  if(i ==1) pval[i][1] <- sum_reg$coefficients[2,4]</pre>
  else pval[i,] <- sum_reg$coefficients[2:3,4]</pre>
  if(i>3){
    FD[i] \leftarrow sum(sum reg$coefficients[7:(k[i]+1),4]<0.05)
  }
```

Wyniki obliczeń:

```
RSS

## [1] 1390.79830 1307.87087 996.45412 991.13613 955.92014 903.78932

## [7] 495.27249 49.81794

MSE

## [1] 371.267400 277.309122 1.444288 6.762286 41.978275 94.109087

## [7] 502.625918 948.080476

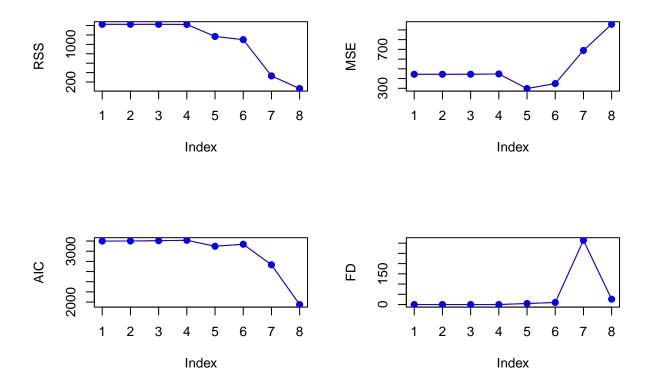
AIC

## [1] 3173.755 3114.278 2848.325 2852.974 2896.796 2940.718 3139.230 1742.497

FD
```

[1] 0 0 0 0 0 4 20 17

Powtórzenie procedury dla modelu zbudowanego z maksymalnych oszacowanych współczynników regresji.



Kiedy z podchodzimy blisko n to kryterium AIC dąży do minus nieskonczoności. kryterium AIC jest w stanie zidentyfikować prawdziwy model gdy znamy sigme, ale w zadaniu estymujemy ją jakościowo słabo i kryterium zbiega do -nieskończoności.