Методы статистической обработки информации. Задание 3

Ершов А. С., гр. 22.М04-мм

Вариант (b)

$$f(x, a, b) = ae^{x} + b, \ a = 0.4, b = 1, \varepsilon = 0.8$$

Задание:

- 1. Промоделировать нелинейную модель $y=f(x,a,b)+\delta$ с несмещенной нормально распределенной ошибкой, дисперсия которой равна ε , считая хстандартно нормально распределенной случайной величиной.
- 2. Оценить параметры нелинейной модели по методу наименьших квадратов (численно). Применить к модельным данным линейную модель и оценить параметры. Построить на двумерной диаграмме основную и линейную модель. Сравнить невязки для обеих моделей.
- 3. Для линейной модели выполнить дисперсионный анализ, проверить значимость прогноза и коэффициентов регрессии. Сравнить непосредственные вычисления с результатами встроенной функции.

Нелинейная модель

$$y_i = ax_i^2 + bx_i + \delta_i, \quad \delta_i \, N(0,\sigma)$$

Модель одномерной линейной регрессии

$$y_i = \alpha + \beta x_i + \delta_i, \quad \delta_i N(0, \sigma)$$

```
# Задаём линейную и нелинейную модель с остаточными суммами квадратов

set.seed(19)

N <- 100

f <- function(x, ab)
    ab[1] * exp(x) + ab[2]

L <- function(X, Y, ab)
    sum((Y - f(X, ab)) ^ 2)

f0 <- function(x, AB)
    AB[1] + AB[2] * x

L0 <- function(X, Y, AB)
    sum((Y - f0(X, AB)) ^ 2)

# Задаем параметры нелинейной модели
ab <- c(0.4, 1)
eps <- 0.8
```

```
# Моделируем данные нелинейной модели

X <- rnorm(N)

Y <- f(X, ab) + rnorm(N, 0, eps)

SLM <- summary(lm(Y ~ X))

AB <- SLM$coefficients[, 1]

Y. <- f0(X, AB)
```

Оценка параметров $\hat{\alpha}$, $\hat{\beta}$

$$\hat{\alpha} = \bar{y} - \hat{\beta}\bar{x}, \quad \hat{\beta} = \frac{\sum_i x_i y_i - n\bar{x}\bar{y}}{\sum_i x_i^2 - n\bar{x}^2}.$$

```
# Оцениваем параметры линейной модели

EstLM <- function(X, Y)

{
    b. <- (sum(X * Y) - N * mean(X) * mean(Y)) / (sum(X ^ 2) - N * mean(X) ^ 2)
    a. <- mean(Y) - AB[2] * mean(X)
    c(a., b.)
}

AB <- EstLM(X, Y)

AB
```

X ## 1.7930499 0.8131022

Наилучший линейный прогноз

$$\hat{y_i} = \hat{\alpha} + \hat{\beta}y_i$$

```
Y. <- f0(X, AB)
```

Вычислим источники вариации - общий Q_T , обусловленный регрессией Q_R , невязка Q_E и коэффициент детерминации \mathbb{R}^2 .

$$Q_t = \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2, \ \ Q_R = \sum_{i=1}^n (\hat{y_i} - \bar{y})^2, \ \ Q_E = \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y})^2, \ \ Q_T = Q_R + Q_E, \ \ R^2 = \frac{Q_R}{Q_T}$$

```
QT <- sum((Y - mean(Y)) ^ 2)
QT</pre>
```

[1] 174.5807

```
QR <- sum((Y. - mean(Y)) ^ 2)
QR</pre>
```

[1] 69.03135

```
QE <- sum((Y - Y.) ^ 2)
QE
```

[1] 105.5493

R2 <- QR / QT

[1] 0.3954123

c(QT, QE + QR)

[1] 174.5807 174.5807

Равенство $Q_T = Q_R + Q_E$ выполняется.

Вычислим

$$S^2 = \frac{Q_E}{n-2}, \ \ S^2_\alpha = \frac{S^2}{[x,x]} \cdot \frac{\sum_i x_i^2}{n}, \ \ S^2_\beta = \frac{S^2}{[x,x]}, \ \ [x,x] = \sum_{i=1}^n \left(x_i - \hat{x}\right)^2.$$

xx <- sum((X - mean(X)) ^ 2)
xx</pre>

[1] 104.4134

Посчитаем статистики для проверки значимости прогноза и коэффициентов регрессии.

$$F = \frac{Q_R}{Q_e}(n-2) \sim \mathbf{F}(1,n-2)$$

[1] 38.7504

Рассчитаем функцию распределения F:

[1] 1.197418e-08

Вычислим

$$T_{\alpha} = \frac{\hat{\alpha} - \alpha}{S_{\alpha}} \sim \mathbf{T}(n-2).$$

X ## 17.27606 Рассчитаем

$$T_{\beta} = \frac{\hat{\beta} - \beta}{S_{\beta}} \sim \mathbf{T}(n-2).$$

```
Tb <- AB[2] / sqrt(S2b)
Tb
```

##

8.005869

Посчитаем функции распределения \mathbf{T}_a и \mathbf{T}_b :

```
Pa <- 2 * (1 - pt(abs(Ta), N - 2))
Pa
```

X ## 0

##

2.464695e-12

Для проверки воспользуемся встроенной функцией и сравним результаты оценок параметров линейной модели:

```
LM <- lm(Y ~ X)
SLM <- summary(LM)
cbind(AB, SLM$coefficients[, 1])</pre>
```

```
## AB
## X 1.7930499 1.7930499
## 0.8131022 0.8131022
```

Вычисленные значения оценок и значения, полученные с использованием встроенной функции, совпали.

```
c(R2 = R2, SLM$r.squared)
```

```
## R2
## 0.3954123 0.3954123
```

То же верно для коэффициента детерминации \mathbb{R}^2 , значения совпали.

```
df <- SLM$df[seq(2)]
df</pre>
```

[1] 2 98

Посмотрим на результаты расчетов значений $P_f, P_a, P_x.$

```
Pf.lm <- (1 - pf(SLM$fstatistic[1], df[1] - 1, df[2]))
cbind(c(Pf = Pf, Pa = Pa, Pb = Pb), c(Pf = Pf.lm, SLM$coefficients[, 4]))</pre>
```

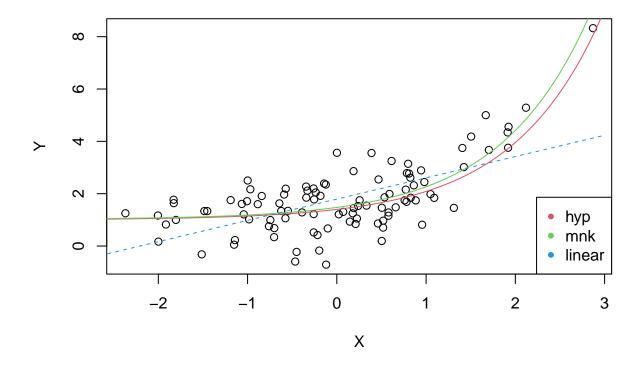
```
## Pf 1.197418e-08 2.464917e-12
## Pa.X 0.000000e+00 1.673583e-31
## Pb 2.464695e-12 2.464856e-12
```

Видно, что рассчитанные значения P_a почти совпали, значения P_f, P_a не совпали, но близки.

Для нелинейной модели результаты следующие:

Значения параметров нелинейной модели почти совпали.

Визуализируем модели, построив диаграмму. Красным отмечена основная модель, зеленым - нелинейная с параметрами полученными по результатам оценки, синим - линейная модель.



Вычислим невязки моделей:

```
# Οωυδκυ
c(
    Q.linear = L0(X, Y, AB),
    Q.model = L(X, Y, ab),
    Q.model.hat = L(X, Y, ab.)
)

## Q.linear    Q.model Q.model.hat
## 105.54934    69.48832    66.22923
```

Значения невязок исходной модели и модели с параметрами полученными по результатам оценки близки, в то же время невязки нелинейной и линейной модели отлчиаются в полтора раза.