# Задача 4

### N<sub>2</sub>1

# Классическая линейная нормальная регрессионная модель

Если регрессионная модель отвечает данным условиям:

1. 
$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 \cdot X_{2,i} + ... + \beta_k \cdot X_{k,i} + \varepsilon_i$$
 T.e.  $v = X\beta + \varepsilon$ 

- 2. Все  $X_{j,i}$  детерминированы, нет линейной зависимости между объясняющими переменными. т.е. X- детерм. матрица, rank(x)=k
- 3.
- а.  $E(\varepsilon_i) = 0 \ \forall i \in [1; n]$  (дисперсия ошибки постоянна гомоскедастичность)
- b.  $D(\varepsilon_i) = \sigma^2_{\varepsilon}$ ;  $Cov(\varepsilon_i, \varepsilon_i) = 0$ ;  $i \neq j$
- с.  $\epsilon_i \sim N(0, \, \sigma^2_{\,\, \epsilon})$  и все  $\epsilon_i$  независимы

то она называется классической линейной нормальной регрессионной моделью.

### Nº2

### Метод наименьших квадратов и теорема Гаусса-Маркова

МНК заключается в нахождении таких коэффициентов регрессии, при которых сумма квадратов ошибок будет наименьшей:

$$\sum_{i=1}^{n} (Y_i - (\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 \cdot X_{2,i} + \dots + \hat{\beta}_k \cdot X_{k,i}))^2 \to 0$$

Берется частная производная по каждому коэффициенту, приравнивается к нулю. Из таких уравнений составляется и решается система.

**Теорема Гаусса Маркова**: при выполнении (1 - 3b)  $\widehat{\beta} = (X^T X)^{-1} X^T Y$  - BLUE (**B**est **L**inear **U**nbiased **E**stimator) для  $\beta$  . т.е.

- Полученные оценки коэффициентов несмещенные
- Оценки состоятельны
- Оценки эффективны, т.е. имеют наименьшую дисперсию среди всех возможных линейных оценок
- Оценки распределены нормально

# Nº3

# Оценка дисперсии случайной составляющей и ковариационной матрицы оценок коэффициентов регрессии

Ответ:

$$\hat{\sigma}^{2}(\varepsilon) = \frac{RSS}{n-k}$$

k — количество оцениваемых коэффициентов

$$\hat{V}(\beta) = \hat{\sigma}^2(\varepsilon) \cdot (X^T \cdot X)^{-1}$$

#### N<sub>2</sub>4

Коэффициент детерминации

OTBET: 
$$R^2 = \frac{ESS}{TSS} = 1 - \frac{RSS}{TSS}$$

Это доля дисперсии зависимой переменной, объяснённая моделью. Принимает значения от 0 до 1. Чем он выше, тем лучше подобрана модель и больше зависимость объясняемой переменной от объясняющих.

### **№**5

Доверительный интервал для  $\beta_j$  с уровнем доверия  $1-\alpha$ 

$$\widehat{\beta}_{j} - t_{n-k, \frac{\alpha}{2}} \widehat{\sigma}_{\widehat{\beta}_{i}} < \beta_{j} < \widehat{\beta}_{j} + t_{n-k, \frac{\alpha}{2}} \widehat{\sigma}_{\widehat{\beta}_{i}}$$

# Проверка гипотезы о значении коэффициента и значимости регрессии в целом

# Критерий значения коэффициента модели регрессии

$$H_0$$
:  $\beta_i = \beta_i^0$ 

Если  ${\beta_i}^0=0$ , то говорится, что проверяется **значимость** коэффициента

$$t = \frac{\widehat{\beta_j} - {\beta_j}^0}{\sqrt{\widehat{\sigma}^2(\beta_j)}} \sim t(n - \mathbf{k}),$$

k – кол-во коэффициентов (с учётом свободного)

 ${\beta_j}^0$  — значение, на равенство которому проверяется выбранный коэффициент. Если равен 0, то тогда

 $\widehat{\beta_i}$  — оценка выбранного коэффициента

 $\hat{\sigma}^{2}(\beta_{i})$  – оценка дисперсии выбранного коэффициента (квадрат стандартной ошибки)

Критическое правило:  $|t|>t_{n-k,\frac{\alpha}{2}} \Rightarrow H_0$  отвергается.

# Критерий значимости модели регрессии в целом

 $H^0$ :  $\beta_2 = ... = \beta_k = 0$  (т.е. хреновая модель, толку от неё немного)

↑ Начинается с β2, потому что свободный член в гипотезу не включается!

$$F = \frac{ESS/(k-1)}{RSS/(n-k)} = \frac{R^2/(k-1)}{(1-R^2)/(n-k)} \sim F_{k-1,n-k}$$

k – кол-во коэффициентов (с учётом свободного)

На всякий случай:  $R^2 = \frac{ESS}{TSS} = 1 - \frac{RSS}{TSS}$ 

Критическое правило:  $F > F_{k-1,\; n-k,\; \alpha} \Rightarrow H_0$  отвергается, регрессия значима в целом.

# Проверка гипотезы о линейном ограничении

## Критерий линейного ограничения регрессии

(если вы с трудом понимаете это – это норма, я тоже)

$$H_0: R \cdot \beta = r$$

Например: 
$$\beta_2 = 3\beta_3$$
 , т. е.  $(0 \ 1 \ -3) \cdot \begin{pmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \beta_2 \end{pmatrix} = 1$ 

Или: 
$$\begin{cases} \beta_2 = 2 \\ \beta_3 = 4 \\ \beta_4 = \beta_1 \end{cases}$$
 т. е. 
$$\begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & -1 \end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \beta_3 \\ \beta_4 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 2 \\ 4 \\ 0 \end{pmatrix}$$

Далее считаются RSS<sub>ur</sub> и RSS<sub>r</sub>:

RSS<sub>ur</sub> - это RSS без условий, просто по MHK (ur - unrestricted, без ограничений)

 $RSS_r$  – это RSS с условием, т.е. найдены коэффициенты по МНК, а потом подставлены условия (r – restricted, с ограничениями)

Ну или вместо этого можно найти  $R^2_{ur} u R^2_r$ .

$$F = \frac{(RSS_r - RSS_{ur})/q}{RSS_{ur}/(n-k)} = \frac{(R_{ur}^2 - R_r^2)/q}{(1 - R_{ur}^2)/(n-k)} \sim F_{q,n-k}$$

q – ранг матрицы R (количество знаков "=" в ограничении)

k – кол-во коэффициентов регрессии (с учётом свободного члена)

# Задача 5

### N<sub>2</sub>1

Интерпретация коэффициентов линейной, полулогарифмической и логарифмической моделей регрессии.

Логарифмическая зависимость:  $\ln y = \beta_1 + \beta_2 \ln x_2 + \ldots + \beta_k \ln x_k + \varepsilon$ . Увеличение  $x_j$  на один процент приблизительно соответствует увеличению y на  $\beta_j$  процентов при прочих равных условиях (точнее, в  $1,01^{\beta_j}$  раз, но приближение очень хорошее). Иначе говоря, коэффициент  $\beta_j$  есть частная эластичность y по  $x_j$ .

Полулогарифмическая зависимость:  $\ln y = \beta_1 + \beta_2 x_2 + \ldots + \beta_k x_k + \varepsilon$ . Увеличение  $x_j$  на единицу соответствует при прочих равных условиях увеличению y в  $e^{\beta_j}$  раз, или на  $(e^{\beta_j}-1)\cdot 100\,\%$ . В этой модели интерпретируются потенцированные коэффициенты, но можно пользоваться тем, что  $e^{\beta_j}-1\sim \beta_j$  по базе  $\beta_j\to 0$ . Так что если значение коэффициента невелико, то увеличение  $x_j$  на единицу соответствует увеличению y на  $\approx \beta_j\cdot 100\,\%$ .

## Nº2

Тесты на правильность спецификации: график «остатки-прогнозы», тест Рамсея

Ответ: Читаем статью Фурманова К.К.!