## Національний технічний університет України «Київський політехнічний інститут імені Ігоря Сікорського»

Кафедра Математичних Методів Системного Аналізу

Розрахункова работа з дисципліни "Математическая статистика"

Перевірив

к.ф.м.н. Каніовская І. Ю.

Виконав

студент Панченко Є. С.

### Зміст

1.	Зад	ача 1	3
	1.1.	Постановка задачі	3
	1.2.	Аналіз вибірки та вибір лінійної регресійної моделі	3
	1.3.	Знаходження оцінок параметрів за методом найменших квадратів	5
	1.4.	Перевірка адекватності побудованої моделі	6
	1.5.	Перевірка гіпотези про значущість найменшого значення пара-	
		метра побудованої моделі	7
	1.6.	Побудова прогнозованого довірчого інтервала для середнього зна-	
		чення відклику та самого значення відклику	8
	1.7.	Висновок	9
2.	Зад	ача 2	11
	2.1.	Постановка задачі	11
	2.2.	Пошук оцінок параметрів двофакторної регресійної моделі за ме-	
		тодом найменших квадратів	11
	2.3.	Перевірка адекватності побудованої моделі	11
	2.4.	Перевірка гіпотези про значущість найменшого значення пара-	
		метра побудованої моделі	11
	2.5.	Побудова прогнозованого довірчого інтервала для середнього зна-	
		чення відклику та самого значення відклику	11
	2.6	Висновок	11

### 1. Задача 1

### 1.1. Постановка задачі

x	10	15	25	35	45	55	65	75	85	95
y	2600	2100	1300	1000	820	670	580	510	490	470

Основна мета - побудувати регресійну модель та зробити її аналіз.

### 1.2. Аналіз вибірки та вибір лінійної регресійної моделі

Для початку побудуємо точки на площині XOY.

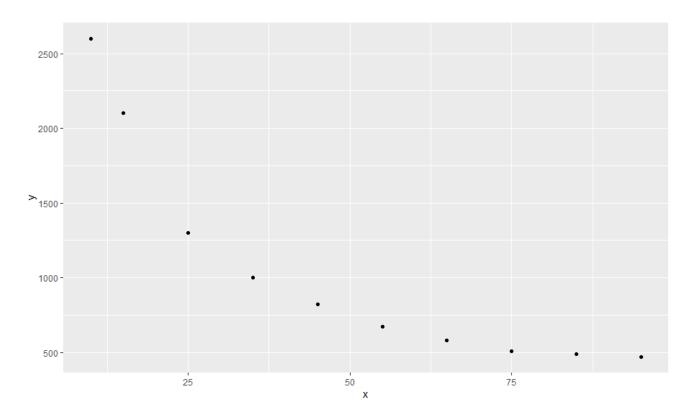


Рис. 1. Точки на площині

Помітимо, що це нагадує графік гіперболи, а тому зобразімо точки з координатами  $(x, \frac{1}{y}).$ 

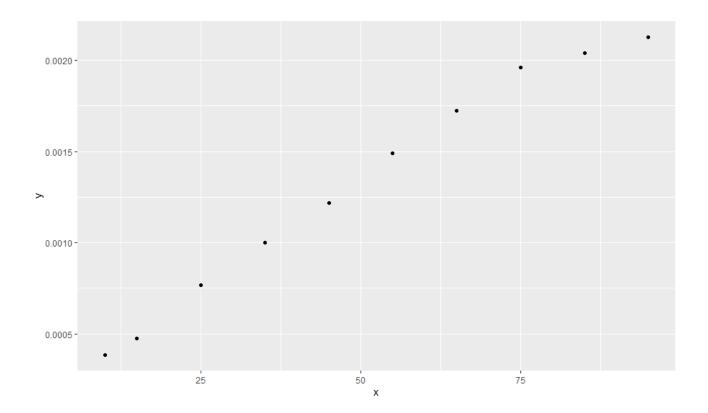


Рис. 2. Точки на площині, де координати y інверсовані

Бачимо, що точки розташовані майже на прямій. Саме тому можна обрати вигляд функції, яку оцінює регресійна модель, як

$$f(x) = \frac{1}{\beta_0 + \beta_1 x}.$$

Але цю модель можна спростити. Давайте будемо оцінювати функцію

$$g(x) = \frac{1}{f(x)}.$$

Тоді

$$g(x) = \beta_0 + \beta_1 x.$$

Одразу позначатимемо  $\vec{\eta}^{(f)}$  - відклик або вихідна величина. Також введемо позначення  $\eta_i^{(g)} = \frac{1}{\eta_i^{(f)}}$ . Ці позначення дозволяють нам тимчасово забути про існування функції f. Тобто можно працювати з функцією g.

# 1.3. Знаходження оцінок параметрів за методом найменших квадратів

Метод найменших квадратів полягає у знаходженні таких значень параметрів  $\beta_0$  та  $\beta_1$ , щоб мінімізувати значення

$$\sum_{i=1}^{10} (\eta_i^{(g)} - g(x_i))^2.$$

Відомо, що оцінкою методом найменших квадратів параметрів лінійної регресії є вектор

$$\vec{\beta}^* = (F^T F)^{-1} F^T \vec{\eta}^{(g)},$$
 де  $F$  - матриця плану.

В умовах нашої задачі

i

$$\vec{\eta}^{(g)} = (0.384 \ 0.476 \ 0.769 \ 1 \ 1.219 \ 1.492 \ 1.724 \ 1.96 \ 2.04 \ 2.127) \cdot 10^{-3}.$$

Виконавши всі розрахунки, отримаємо, що

$$\vec{\beta}_{val}^* = \begin{pmatrix} 2.185826 \\ 0.2180424 \end{pmatrix} \cdot 10^{-4}.$$

Отже, ми отримали оцінку параметрів регресійної моделі. Зобразімо на другому рисунку пряму, яку задають значення оцінок параметрів  $\beta_0$  і  $\beta_1$ .

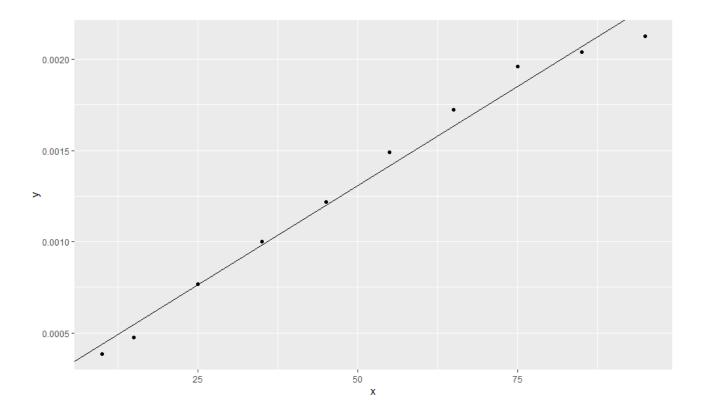


Рис. 3. Точки на площині та пряма

#### 1.4. Перевірка адекватності побудованої моделі

Висунемо нульову гіпотезу, що константа та побудована модель не відрізняються. Альтернативною оберемо гіпотезу, що побудована модель краща за константу.

Для перевірки адекватності побудованої моделі скористаємося F-критерієм - ми хочемо порівняти залишкову оцінку дисперсії з незміщеною оцінкою диспресії. Відомо, що статистика

$$\zeta = rac{rac{1}{n-1}\sum_{i=1}^n(\eta_i^{(g)}-\overline{\eta^{(g)}})^2}{rac{1}{n-m}\sum_{i=1}^n(\eta_i^{(g)}-g^*(x_i))^2} \sim F(n-1,n-m),$$
 де  $m$  - кількість параметрів.

Вирахуемо значення, якими будемо користуватися згодом:

$$(\mathbb{D}^{**}\eta^{(g)})_{val} = \frac{1}{9} \sum_{i=1}^{10} (y_i^{(g)} - \overline{y^{(g)}})^2 = 4.198214 \cdot 10^{-7}$$

i

$$(\sigma_{(g)}^2)_{val}^{**} = \frac{1}{8} \sum_{i=1}^{10} (y_i^{(g)} - g^*(x_i))^2 = 7.550273 \cdot 10^{-9}$$

i

$$A^{-1} = F^T F = \begin{pmatrix} 0.426 & -0.0064 \\ -0.0064 & 0.00012 \end{pmatrix}.$$

Надалі елементи матриці  $A^{-1}$  позначатимемо маленькими літерами a з індексами, якщо не вказано інше. Вирахуємо значення статистики.

$$\zeta_{val} = \frac{(\mathbb{D}^{**}\eta^{(g)})_{val}}{(\sigma^2_{(g)})_{val}^{**}} = = \frac{4.198214 \cdot 10^{-7}}{7.550273 \cdot 10^{-9}} = 55.603.$$

На рівні значущості  $\alpha=0.05$  маємо  $t_{cr}=3.39$ . Оскільки критична область правостороння і  $\zeta_{val}>t_{cr}$ , то нульову гіпотезу відхиляємо.

Отже, побудовану модель можна вважати адекватною.

## 1.5. Перевірка гіпотези про значущість найменшого значення параметра побудованої моделі

Оскільки ми з'ясували, що модель можна вважати адекватною, то перевіримо на значущість параметр  $\beta_0$ . Для цього висунемо нульову гіпотезу  $H_0: \beta_0 = 0$ . Альтернативна гіпотеза  $H_1: \beta_0 > 0$ .

Відомо, що статистика

$$\gamma^{(g)} = \frac{\beta_0^*}{\sqrt{(\sigma_{(g)}^2)^{**} \cdot a_{00}}} \sim St_{n-m}.$$

Вирахуємо значення статистики.

$$\gamma_{val}^{(g)} = \frac{2.185826 \cdot 10^{-4}}{\sqrt{7.550273 \cdot 10^{-9} \cdot 0.426}} = 3.854.$$

На рівні значущості  $\alpha=0.05$  маємо  $t_{cr}=1.86$ . Оскільки критична область правостороння і  $\zeta_{val}>t_{cr}$ , то нульову гіпотезу відхиляємо.

Перевіримо на значущість і параметр  $\beta_1$ .

Для цього висунемо нульову гіпотезу  $H_0: \beta_1 = 0$ . Альтернативна гіпотеза  $H_1: \beta_1 > 0$ .

Відомо, що статистика

$$\gamma^{(g)} = \frac{\beta_1^*}{\sqrt{(\sigma_{(g)}^2)^{**} \cdot a_{11}}} \sim St_{n-m}.$$

Вирахуємо значення статистики.

$$\gamma_{val}^{(g)} = \frac{0.2180424 \cdot 10^{-4}}{\sqrt{7.550273 \cdot 10^{-9} \cdot 0.0001}} = 25.09.$$

На рівні значущості  $\alpha=0.05$  маємо  $t_{cr}=1.86$ . Оскільки критична область правостороння і  $\zeta_{val}>t_{cr},$  то нульову гіпотезу відхиляємо.

Отже, наша модель є адекватною і зменшити кількість параметрів не вдалося.

### Побудова прогнозованого довірчого інтервала для середнього значення відклику та самого значення відклику

Повернімося до функції f.

$$f^*(x) = \frac{1}{g^*(x)} = \frac{1}{\beta_0^* + \beta_1^* x}.$$

Вирахуємо залишкову оцінку диспресії для f:

$$(\sigma_{(f)}^2)_{val}^{**} = \frac{1}{8} \sum_{i=1}^{10} (y_i^{(f)} - f^*(x_i))^2 = 21512.43.$$

Будемо будувати обидва довірчих інтервала для точки  $\vec{x} = \begin{pmatrix} 1 \\ 50 \end{pmatrix}$ .

Знайдемо довірчий інтервал для середнього значення відклику́. Відомо, що статистика

$$\frac{f^*(x) - f(x)}{\vec{x}^\mathsf{T} A^{-1} \vec{x}} \sim St_{n-m}.$$

Тоді довірчий інтервал для середнього значення відклику має вигляд

$$f(x) \in \left( f^*(x) - t \sqrt{(\sigma_{(f)}^2)_{val}^{**} \vec{x}^\mathsf{T} A^{-1} \vec{x}}, f^*(x) + t \sqrt{(\sigma_{(f)}^2)_{val}^{**} \vec{x}^\mathsf{T} A^{-1} \vec{x}} \right).$$

Вирахуємо

$$\vec{x}^{\mathsf{T}} A^{-1} \vec{x} = 0.1,$$

$$\sqrt{(\sigma_{(f)}^2)_{val}^{**}} \vec{x}^{\mathsf{T}} A^{-1} \vec{x} = 46.38,$$

$$f^*(50) = \frac{1}{\beta_0^* + \beta_1^* \cdot 50} = 764.1475.$$

При рівні надійності  $\gamma=0.95$  маємо  $t=t_{cr}=2.306$ . Підставлючи усі знайдені значення маємо, що

$$f(x) \in (764.1475 - 2.306 \cdot 46.38, 764.1475 - 2.306 \cdot 46.38) \Leftrightarrow f(x) \in (657.19, 871.1)$$
.

Знайдемо довірчий інтервал для самого значення відклику. Відомо, що статистика

$$\frac{\eta - f^*(x)}{(\sigma_{(f)}^2)^{**}(1 + \vec{x}^\mathsf{T} A^{-1} \vec{x})} \sim St_{n-m}.$$

Тому довірчий інтервал для середнього значення відклику має вигляд

$$\eta \in \left( f^*(x) - t \sqrt{(\sigma_{(f)}^2)_{val}^{**}(1 + \vec{x}^\mathsf{T} A^{-1} \vec{x}}), f^*(x) + t \sqrt{(\sigma_{(f)}^2)_{val}^{**}(1 + \vec{x}^\mathsf{T} A^{-1} \vec{x}}) \right).$$

Акуратно підставивши значення отримаємо

$$\eta \in (764.1475 - 2.306 \cdot 153.83, 764.1475 - 2.306 \cdot 153.83) \Leftrightarrow \eta \in (409.42, 1118.88)$$
.

#### 1.7. Висновок

На момент аналізу даних у мене були думки щодо двух моделей. Після деяких спроб модифікації даних я отримав, що якщо значення y замінити на обернені величини, то точки на графіку будут знаходитися майже на одній прямій. Таким чином можна було розглядати обернену функцію і будувати лінійну регресійну модель відштовхуючись від цього.

Після цих думок з'явилася думка, що можна задати вигляд функції f як  $f=\beta_0+\beta_1\cdot \frac{1}{x}$ . Перевагою цією моделі від першої є те, що тут не потрібно переходити між функціями. Але я побудував графіки обох оцінок функцій - і мені здалося, що перша модель більш точно виражає поведінку даних. Саме тому модель виду  $f(x)=\frac{1}{\beta_0+\beta_1 x}$  була обрана для оцінки.

- 2. Задача 2
- 2.1. Постановка задачі
- 2.2. Пошук оцінок параметрів двофакторної регресійної моделі за методом найменших квадратів
- 2.3. Перевірка адекватності побудованої моделі
- 2.4. Перевірка гіпотези про значущість найменшого значення параметра побудованої моделі
- 2.5. Побудова прогнозованого довірчого інтервала для середнього значення відклику та самого значення відклику
- 2.6. Висновок

Література