

**НАЦІОНАЛЬНИЙ ТЕХНІЧНИЙ УНІВЕРСИТЕТ УКРАЇНИ  
“КИЇВСЬКИЙ ПОЛІТЕХНІЧНИЙ ІНСТИТУТ ІМЕНІ ІГОРЯ  
СІКОРСЬКОГО”**

**ФІЗИКО-ТЕХНІЧНИЙ ІНСТИТУТ  
КАФЕДРА ІНФОРМАЦІЙНОЇ БЕЗПЕКИ**

**КУРСОВА РОБОТА**

Дисципліна: «Аналіз даних та статистична обробка сигналів»

Тема: «Застосування математичних моделей для прогнозування часових рядів»

Виконав

студент 6 курсу групи ФІ-51м

Кригін Валерій Михайлович

Перевірів

д.т.н., професор, с.н.с.,

Архипов Олександр Євгенович

## ЗМІСТ

Вступ . . . . .	6
1 Прогнозування часових рядів . . . . .	7
1.1 Видалення аномалій . . . . .	7
1.2 Вибір правильного згладжуючого віконця . . . . .	16
1.3 Невипадкові похибки . . . . .	17
1.4 Прогнозування . . . . .	22
1.5 Прогнозування невинуватених помилок . . . . .	25
1.6 Прогноз процесу . . . . .	26
2 Прогнозування за моделлю залежності . . . . .	28
Висновки . . . . .	29
Перелік посилань . . . . .	30

## ВСТУП

**Актуальність роботи.**

*Об'єкт дослідження —*

*Предмет дослідження —*

**Мета дослідження.**

Завдання наступні:

- 1) Вивчити;
- 2) Розробити.

**Практичне значення одержаних результатів.**

## 1 ПРОГНОЗУВАННЯ ЧАСОВИХ РЯДІВ

На вході дано часовий ряд  $Y$  з шумом  $E$

$$Y = Z + E,$$

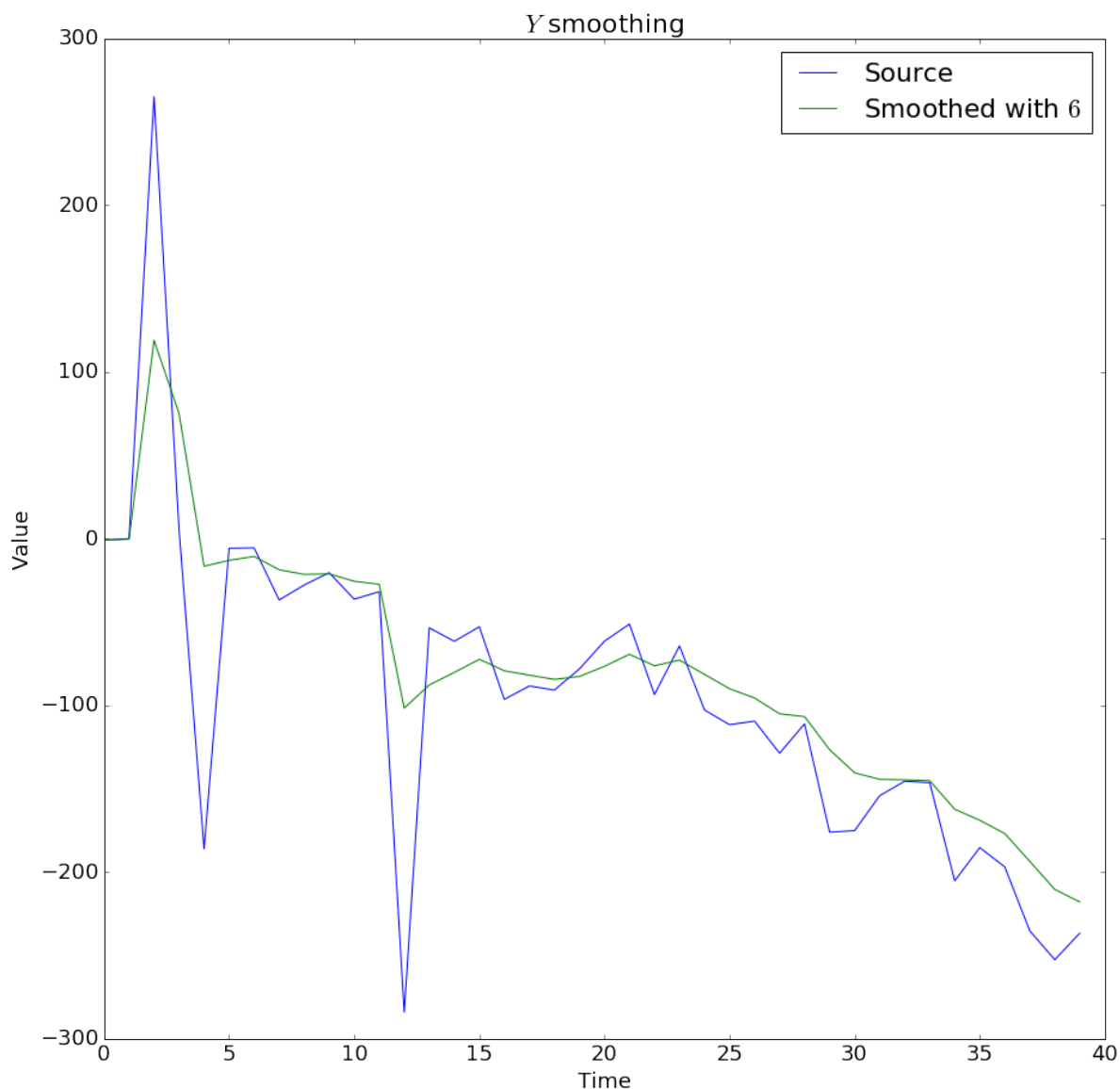
де

$$\text{cov}(E_i, E_j) = \begin{cases} \sigma_e^2, & i = j, \\ 0, & i \neq j. \end{cases}$$

Також наявні аномальні точки, які заважають процесу згладжування та прогнозування.

### 1.1 Видалення аномалій

Для початку побудуємо згладжування на основі експоненційно зваженого ковзкого середнього з  $\alpha = \frac{1}{3}$ , при якому довжина віконця дорівнює 6.



Одразу видно, де знаходяться аномальні точки, проте треба застосувати метод, який ґрунтується на здоровому глузді та математичній статистиці. Оскільки аномальні точки заважають будувати лінію тренду, потрібно порівняти якість фільтрації при видаленні різних точок даного ряду. Введемо  $Y_{fixed}(t)$  як ряд, в якому “виправлено” точку  $t$ . Це означає, що дані в цій точці мають значення, яке не є аномальним. Під якістю фільтрації розуміємо середньоквадратичне відхилення між лінією тренду та самим рядом. Порівняємо якість згладжування для  $Y$  з якістю згладжування його виправленого аналогу. Логічно, що можна порівняти

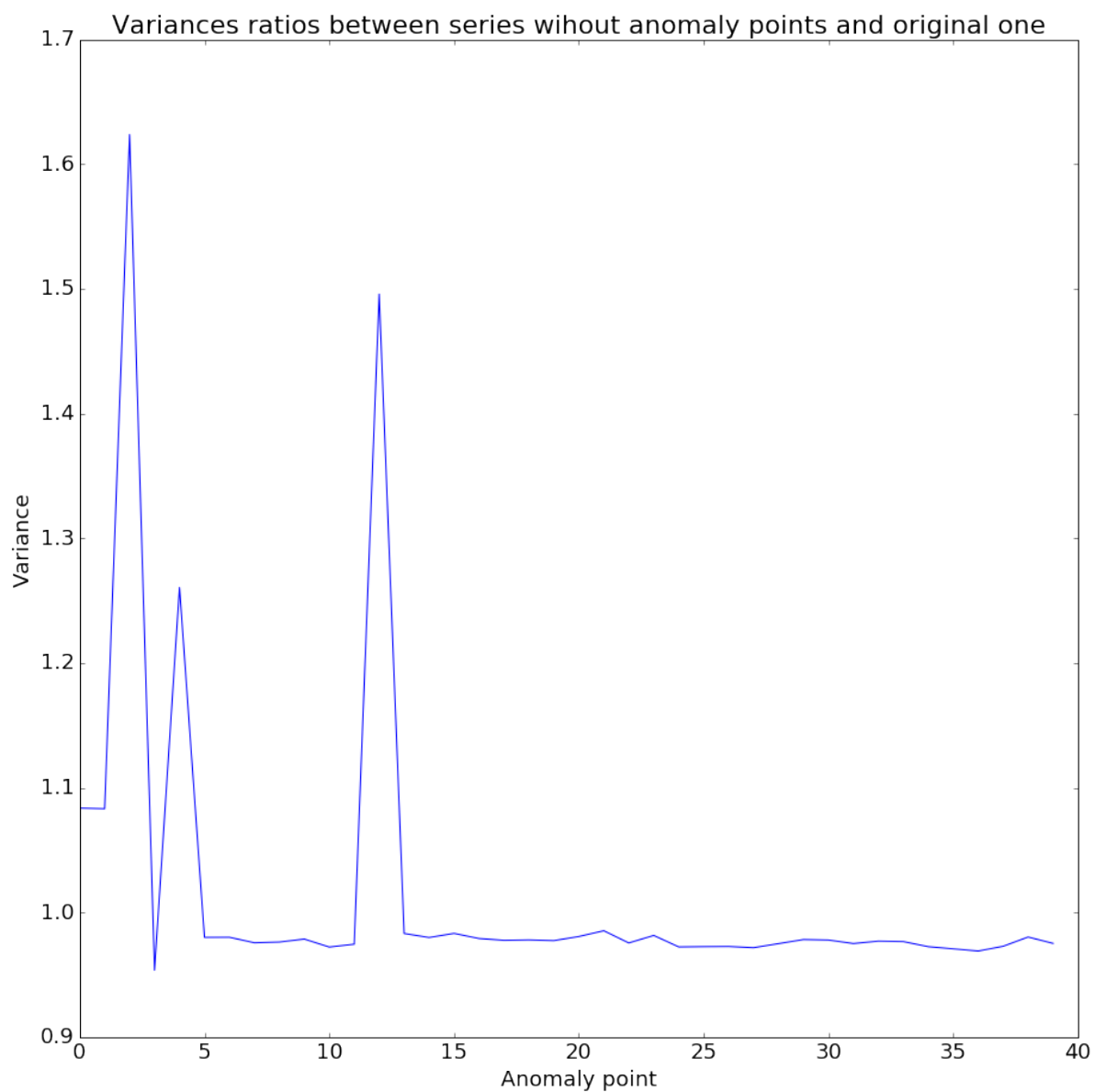
їх співвідношення з певним граничним значенням

$$V(t) = \frac{Var(Y - Y^{smoothed})}{Var(Y_{fixed}(t) - Y_{fixed}^{smoothed}(t))} > V_{critical}$$

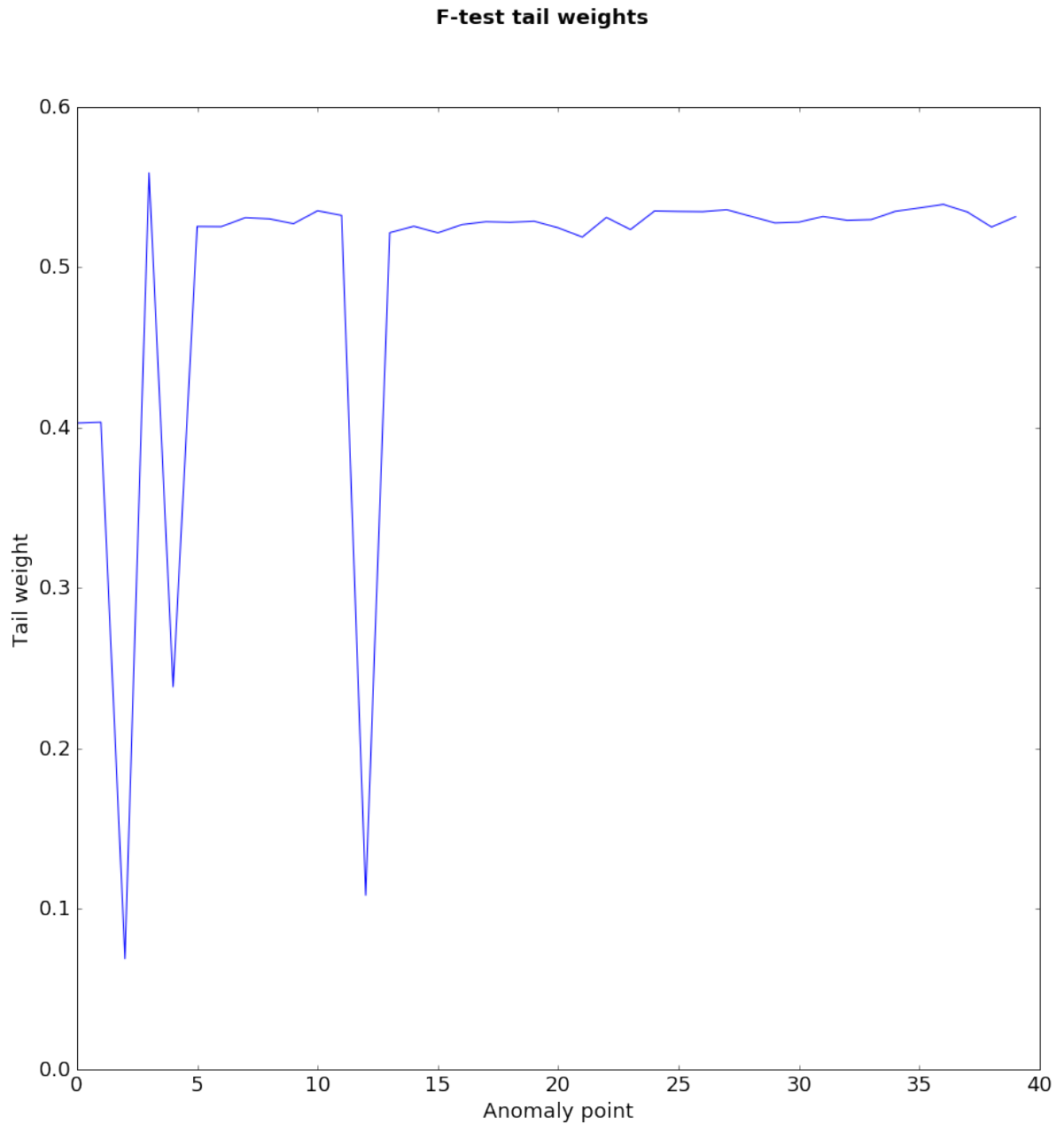
Отримали вираз, що відомий як  $F$ -тест [1]: маємо вибіркові дисперсії двох вибірок, що за умовою мають нормальний закон розподілення. Аномальні точки будемо знаходити одну за одною — знаходити найгіршу та виправляти її, якщо вона дійсно аномальна

$$\max_t F_{F,T,T-1}(V(t)) > F_{F,T,T-1}^{critical} \implies t_{anomaly} = \max_t F_{F,T,T-1}(V(t)).$$

Поглянемо на те, як змінюється вибіркова дисперсія помилки при відкиданні кожної точки.

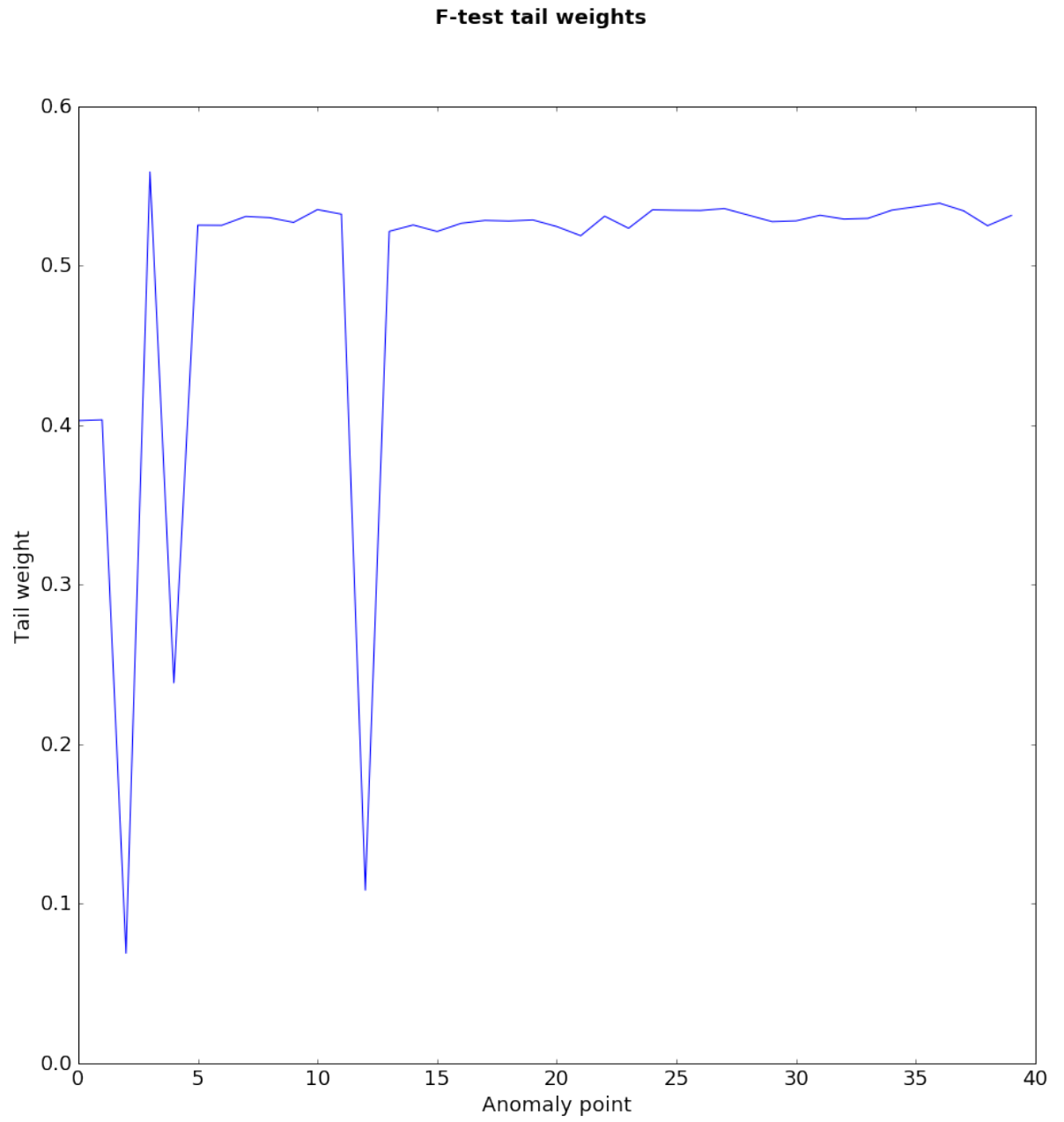


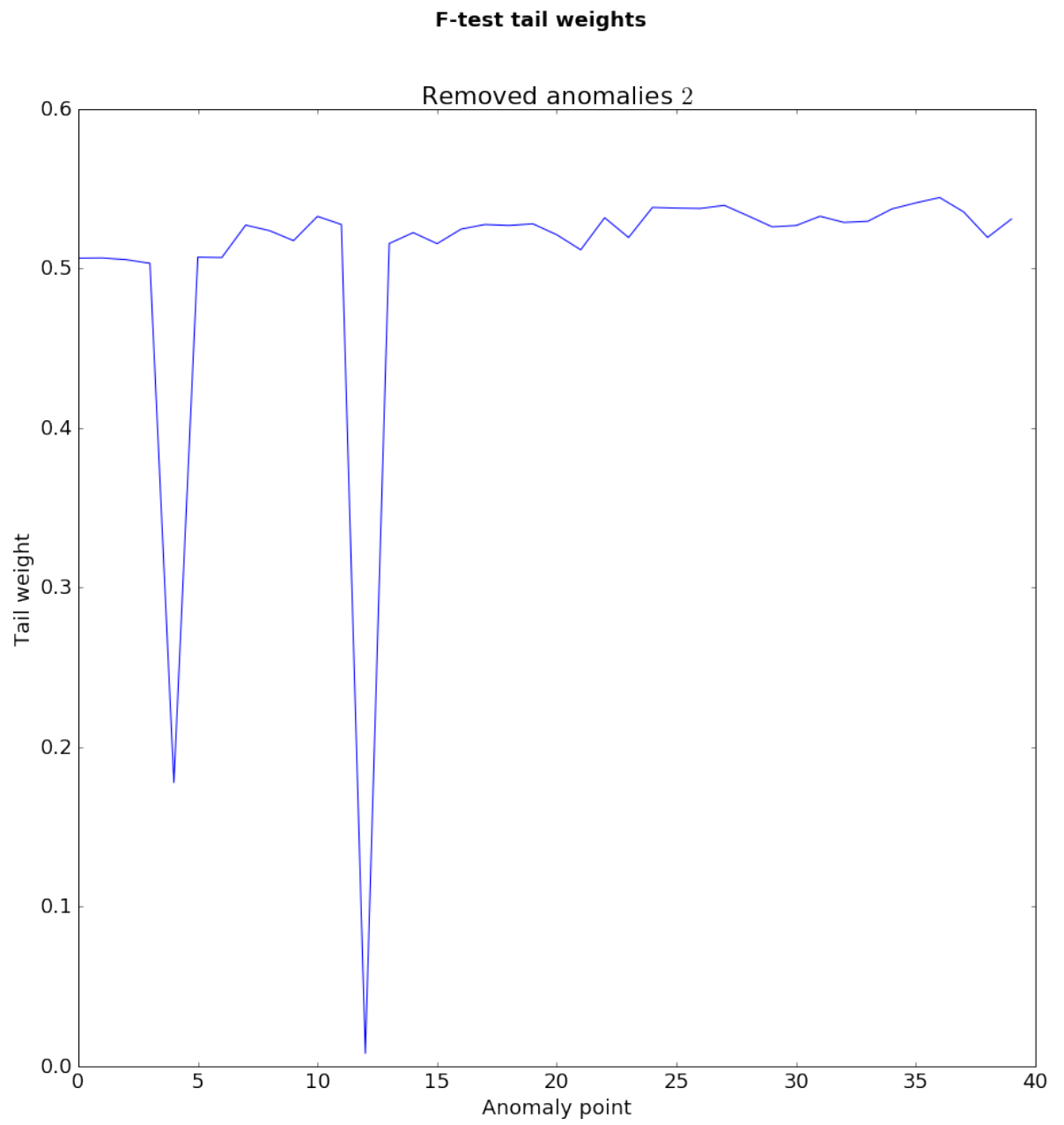
З рисунку видно піки саме в тих місцях, де передбачалась наявність аномальних точок. Проте зараз в нас є міра їх “аномальності” у вигляді ваги хвостів розподілу Фішера.

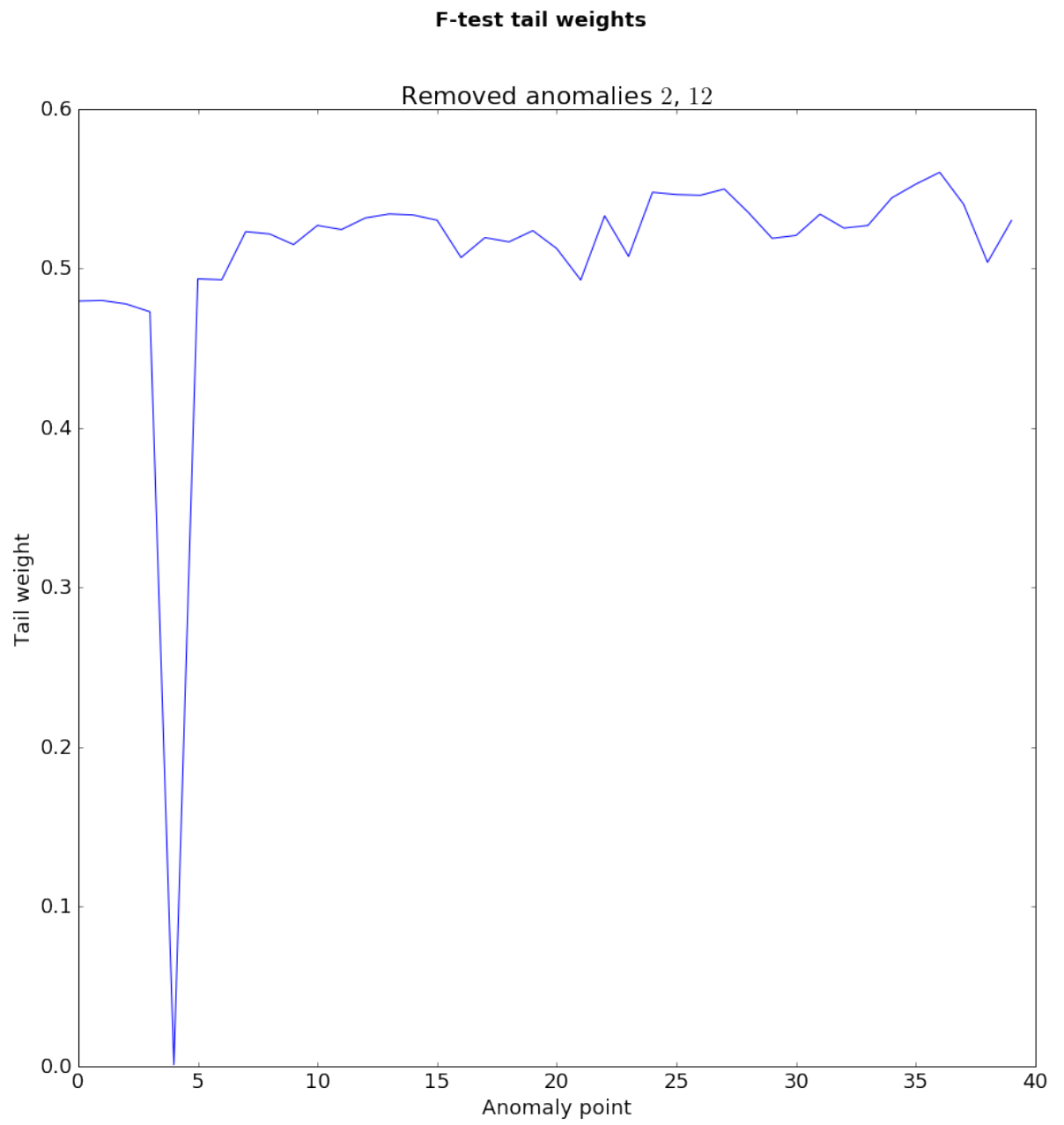


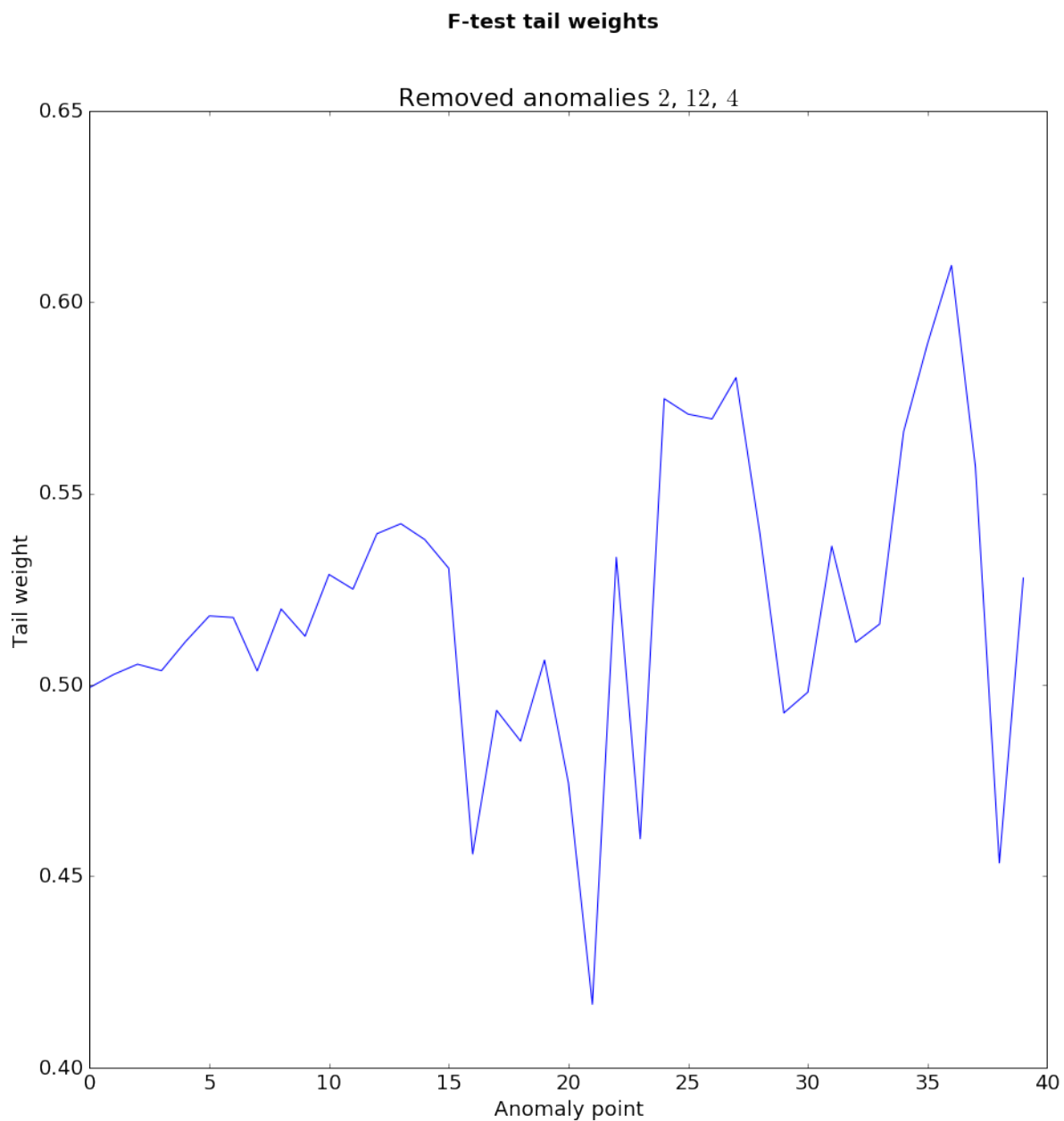
Відкидаємо одну за одною точки, при яких дисперсія значно змінюється, а саме такі, що з ймовірністю 0.9 це дисперсія іншої виборки.



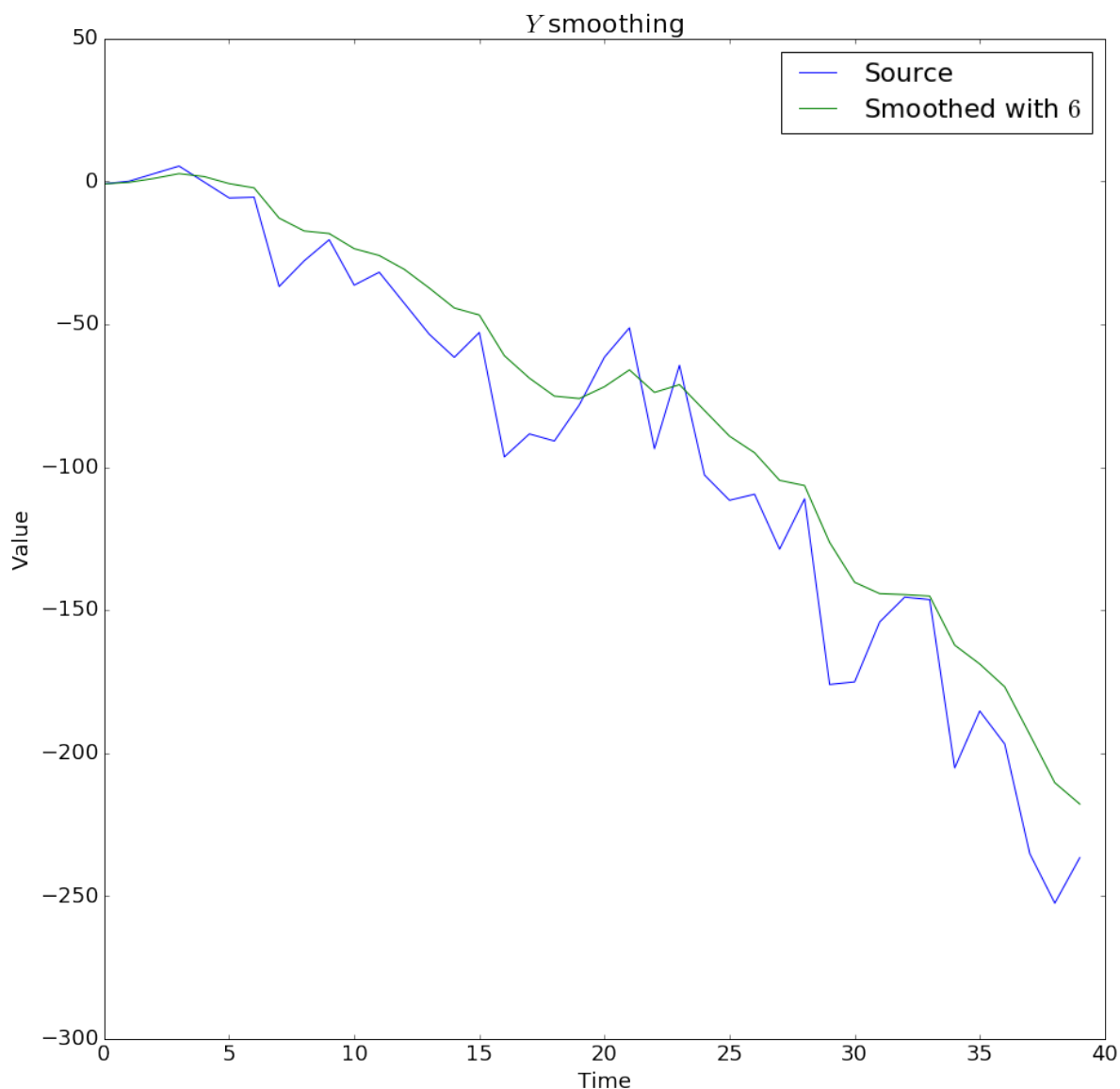








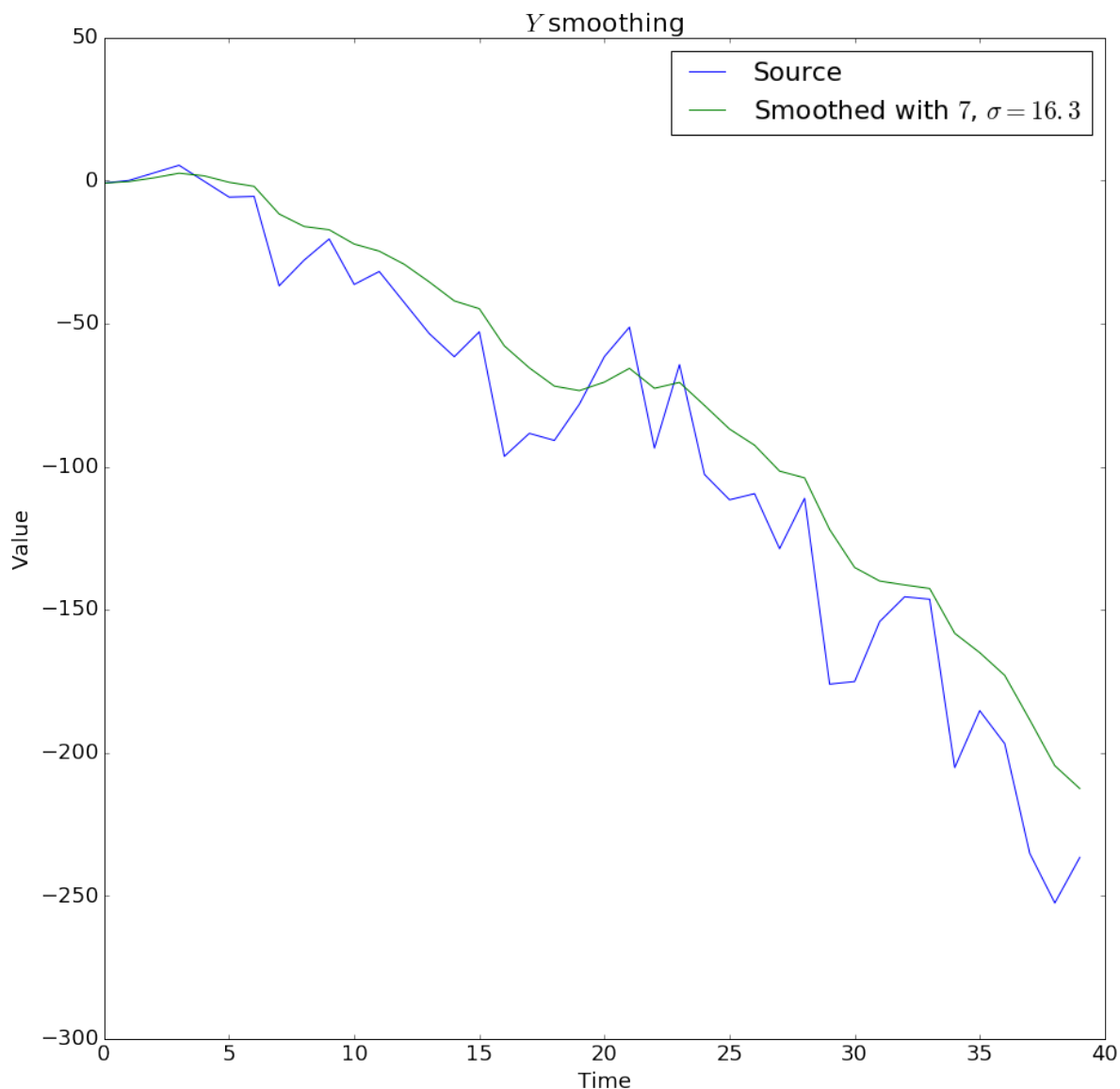
Аномальні дані знаходилися в точках 2, 12 і 4. Їх було виправлено за принципом найближчих сусідів — середнє арифметичне найближчих точок. Маємо графік з даними без аномалій та згладжуванням, яке тепер значно краще описує ряд



## 1.2 Вибір правильного згладжуючого віконця

Для подальших обчислень потрібно обрати коректні параметри згладжування, а саме параметр  $\alpha$  для експоненційно згладженого ковзкого середнього. Зазвичай це робиться в залежності від природи даних — їх циклічності або характерного часу зміни. Цієї інформації немає, проте ми знаємо, що помилки мають гаусовий розподіл. Скористуємося відомим методом для визначення “нормальності” розподілу виборки — методом Д’Аугустіно Ральфа [2]. Цей тест на виході дає відстань розподілу даної виборки до класу нормально розподілених виборок.

Ми хочемо обрати таке згладжування, щоб розподіл помилок був якомога більш гаусовим. Потрібно обрати таке  $\alpha$ , для якого відстань між розподілом помилок та нормальним розподілом була найменшою. Ця умова виконується для віконця шириною 7, що відповідає  $\alpha = \frac{1}{4}$ . Маємо похибку  $\sigma = 16.3$ .



### 1.3 Невипадкові похибки

Лінія тренду може врахувати не всі закономірності ряду, особливо якщо невідома його природа. Наприклад, ми маємо ряд  $Y$ . Позначимо його оцінку  $\tilde{Y}$ .

Тоді

$$\varepsilon = Y - \tilde{Y}.$$

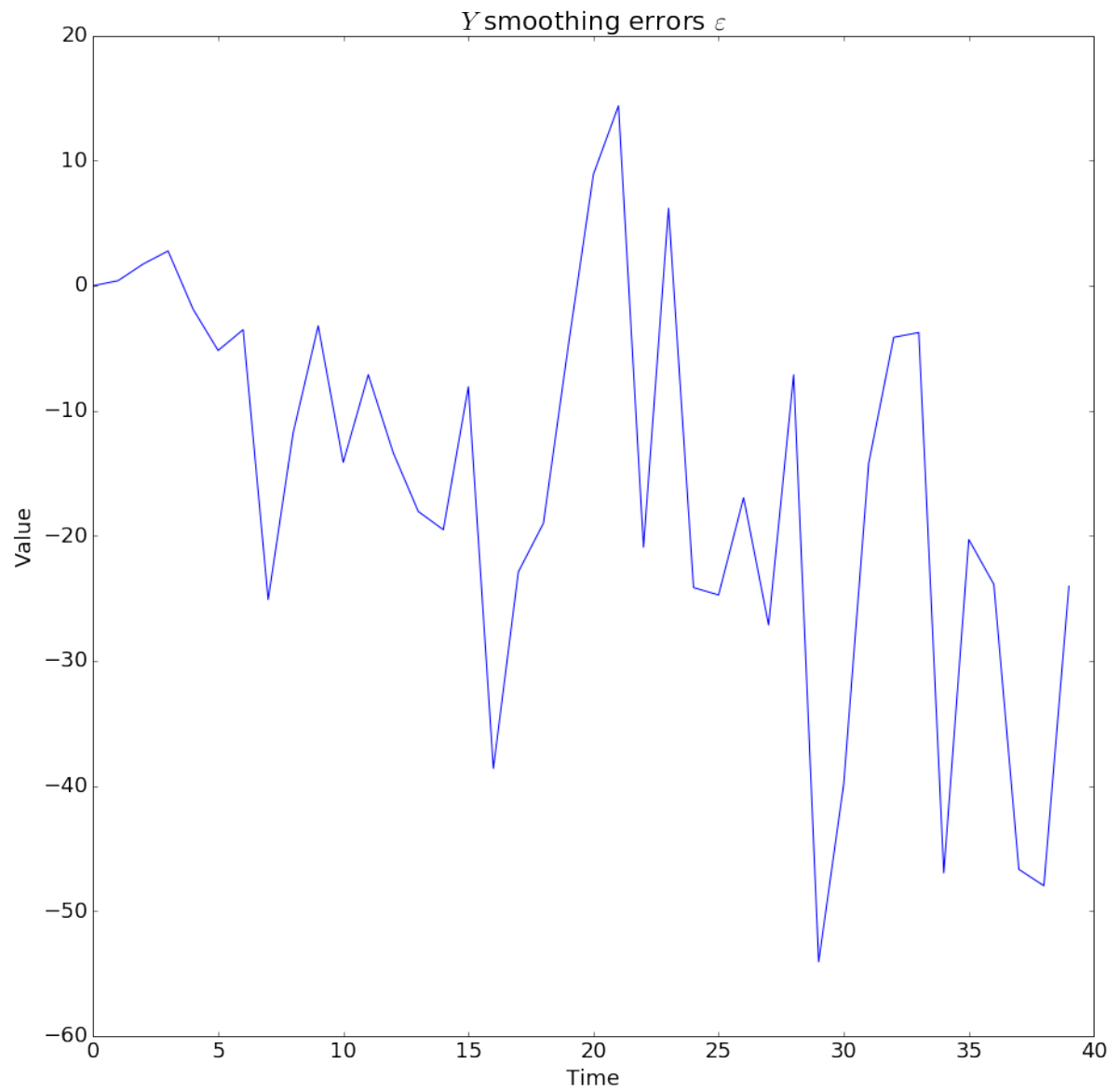
Це призводить до того, що деякі помилки не випадкові, тобто між ними є певна математична залежність. Проаналізуємо простий випадок, коли присутній деякий лаг  $\tau$ , і помилки впливають не тільки на сусідні, але й через певний час  $\tau$ . Тоді помилка має випадкову  $e$  та не випадкову частину  $\delta$

$$\varepsilon_{t+\tau} = \delta_{t+\tau} + e_{t+\tau}.$$

Аналітичний вираз для не випадкової частини — лінійна функція

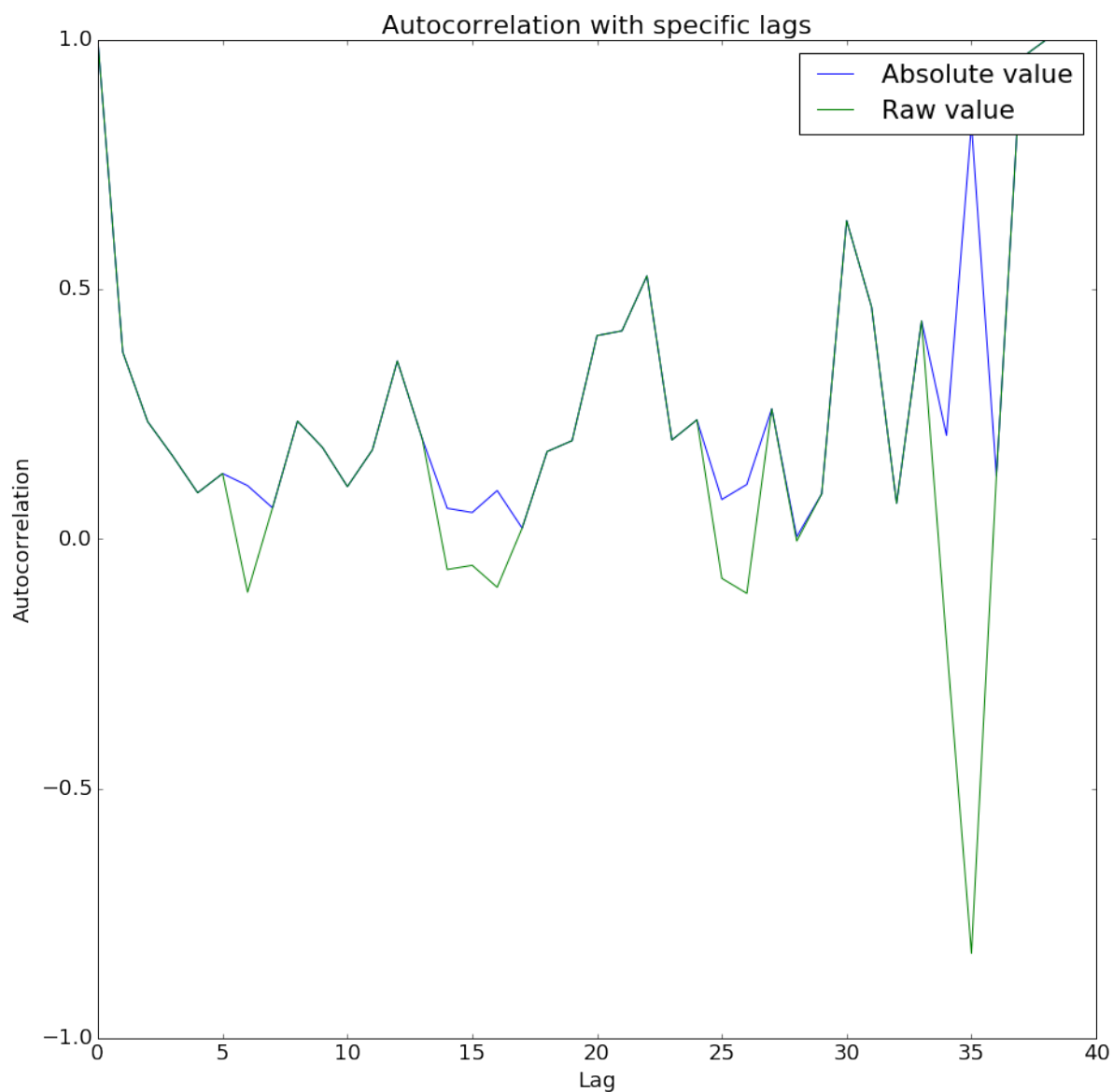
$$\delta_{t+\tau} = a_0 + \sum_{i=0}^{\tau-1} \delta_{t+i} \cdot a_{i+1}. \quad (1.1)$$

Дійсно видно, що середнє значення похибки ненульове, тобто її можна як мінімум зсунути по вертикальній осі.

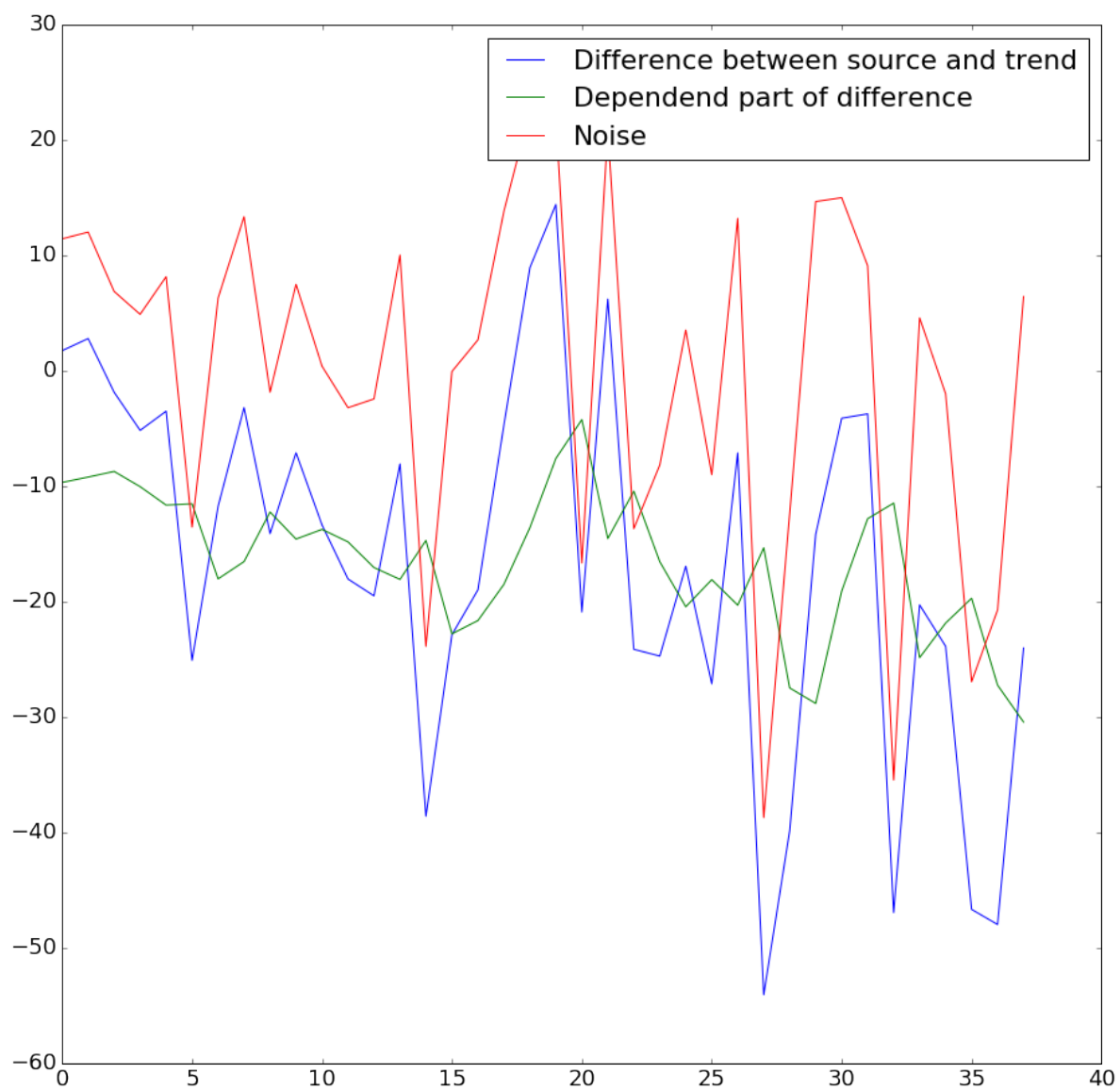


Щоб визначити величину лагу, потрібно порахувати авторегресії різних порядків. Далі методом найменших квадратів розраховуються коефіцієнти для рівняння (1.1).

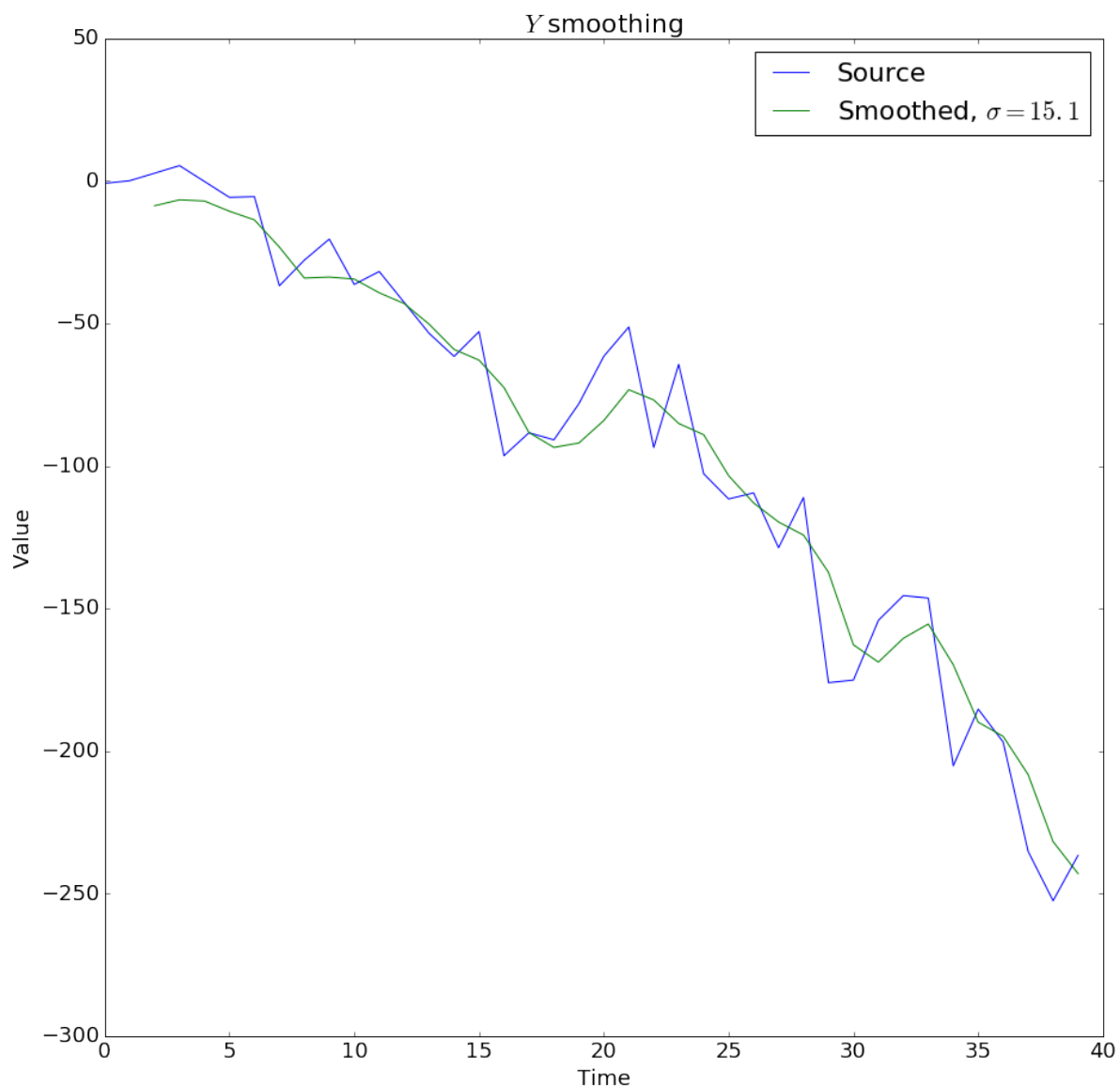




Обравши крок 2, отримали хоч і невелику залежну частину, проте помилка піднялась і тепер її середнє нульове. Отримані коефіцієнти  $a_i$ : 0.12, 0.31,  $-9.81$ .



Нова апроксимація ряду виглядає наступним чином та має меншу похибку  $\sigma = 15.1$ .



## 1.4 Прогнозування

Наявна лінія тренду може бути спрогнозована за формулою

$$Y_{t+L} = \alpha_{0t} + \alpha_{1t} \cdot L + \frac{1}{2} \cdot \alpha_{2t} \cdot L^2,$$

де

$$\begin{cases} \alpha_{0t} = 3 \cdot (S_t^1 - S_t^2) + S_t^3, \\ \alpha_{1t} = \frac{\alpha}{2 \cdot \beta^2} \cdot [(6 - 5 \cdot \alpha) \cdot S_t^1 - 2 \cdot (5 - 4 \cdot \alpha) \cdot S_t^2 + (4 - 3 \cdot \alpha) \cdot S_t^3], \\ \alpha_{2t} = \frac{\alpha^2}{\beta^2} \cdot (S_t^1 - 2 \cdot S_t^2) + S_t^3 \end{cases}$$

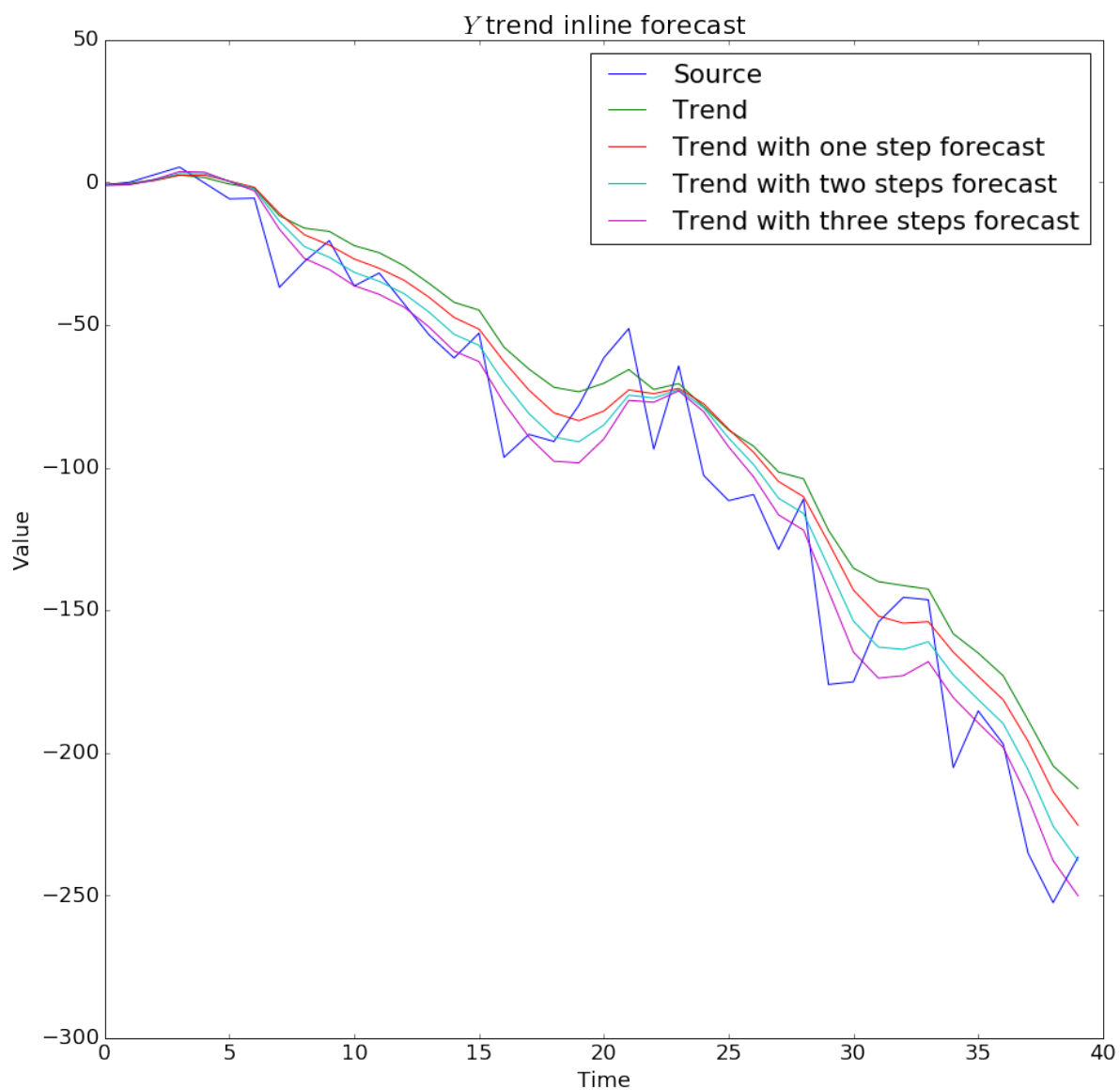
і

$$\begin{cases} S_t^1 = \alpha \cdot Y_t + \beta \cdot S_{t-1}^1 = \alpha \cdot \sum_{i=0}^{t-1} \beta^i \cdot Y_{t-i} + \beta^t \cdot Y_0, \\ S_t^2 = \alpha \cdot S_t^1 + \beta \cdot S_{t-1}^2, \\ S_t^3 = \alpha \cdot S_t^2 + \beta \cdot S_{t-1}^3. \end{cases}$$

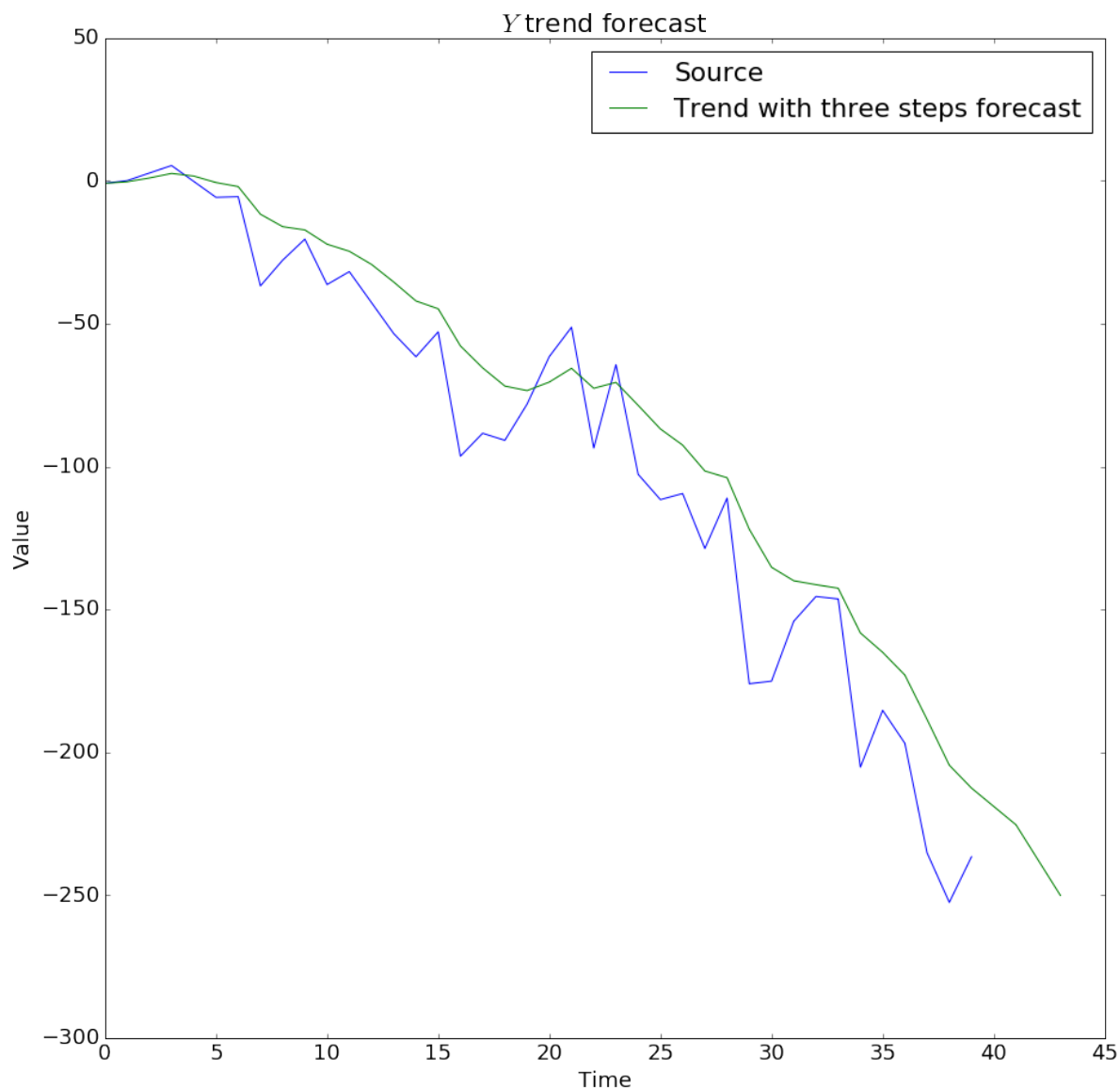
Проте нам вистачить лінійного прогнозу, тому член формули з квадратом відкинемо

$$Y_{t+L} = \alpha_{0t} + \alpha_{1t} \cdot L.$$

Щоб приблизно зрозуміти якість прогнозу, можемо побудувати його для вже існуючих даних та порівняти



Прогноз на три кроки після останньої точки має вигляд.

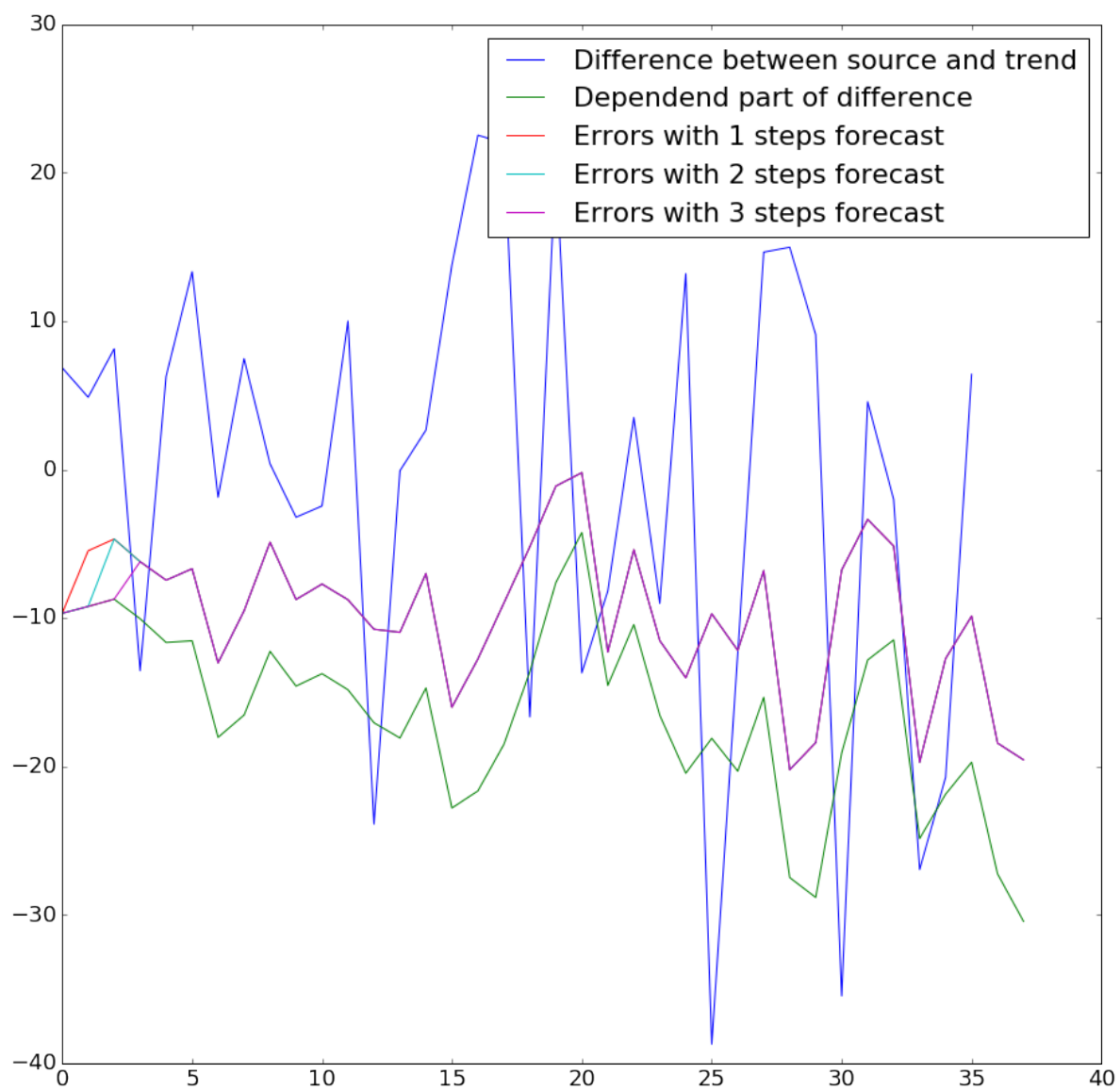


### 1.5 Прогнозування невинадкових помилок

Ми маємо лінійну формулу для розрахунку залежності між невинадковими помилками

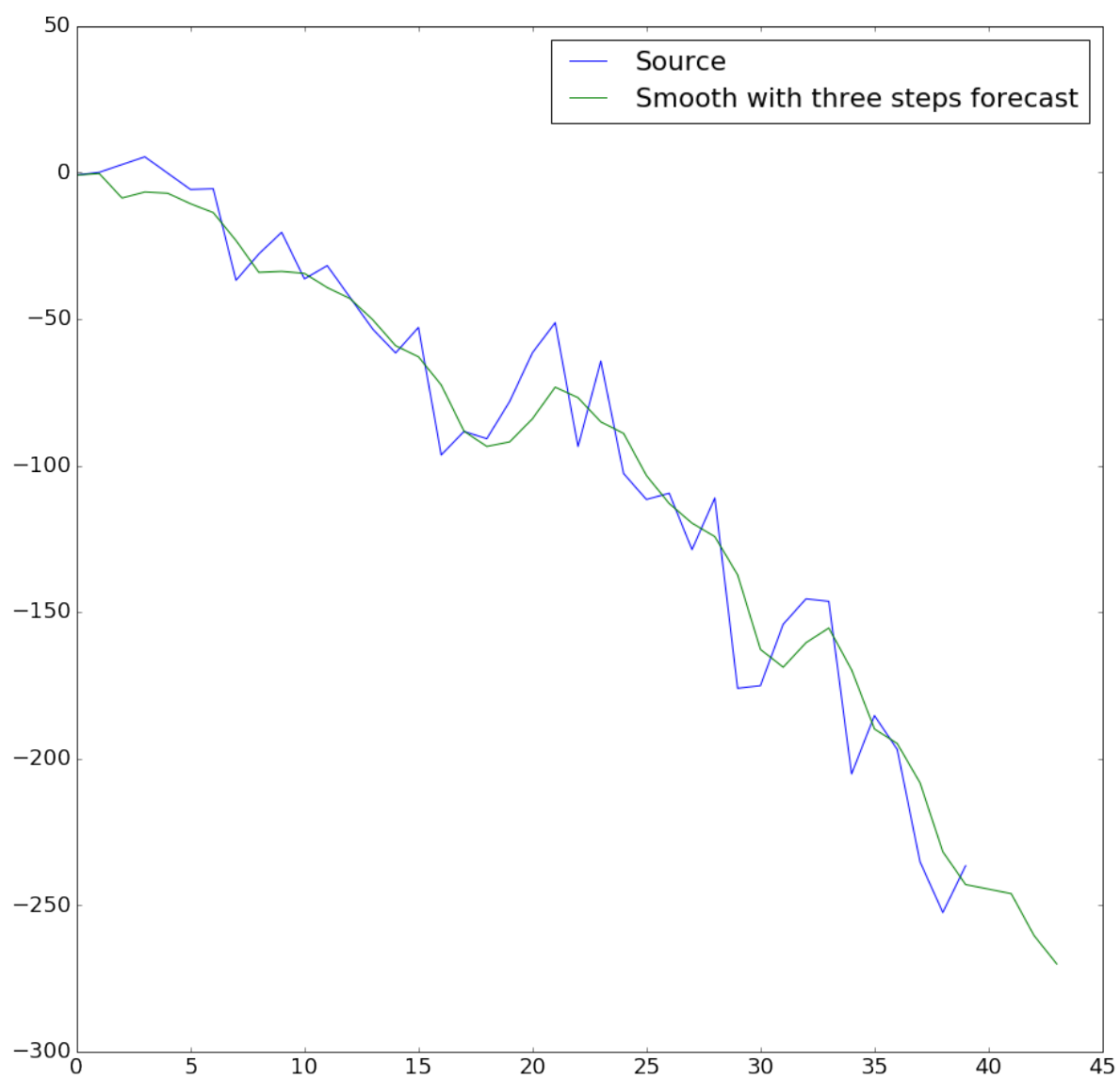
$$\delta_{t+2} = a_0 + \delta_t \cdot a_1 + \delta_{t+1} \cdot a_2.$$

Перевіriamo якість прогнозу у той самий спосіб — порівняємо його з наявними даними.



## 1.6 Прогноз процесу

Кінцевий прогноз виглядає наступним чином.





## **2 ПРОГНОЗУВАННЯ ЗА МОДЕЛЛЮ ЗАЛЕЖНОСТІ**

## **ВИСНОВКИ**

В результаті виконання роботи вдалося.

## ПЕРЕЛІК ПОСИЛАНЬ

1. Lomax, R.G. Statistical Concepts: A Second Course / R.G. Lomax. — Lawrence Erlbaum Associates, 2007.
2. D'Agostino, Ralph B. A Suggestion for Using Powerful and Informative Tests of Normality / Ralph B. D'Agostino, Albert Belanger, Jr. D'Agostino // *The American Statistician*. — 1990. — Vol. 44, no. 4. — Pp. 316–321.