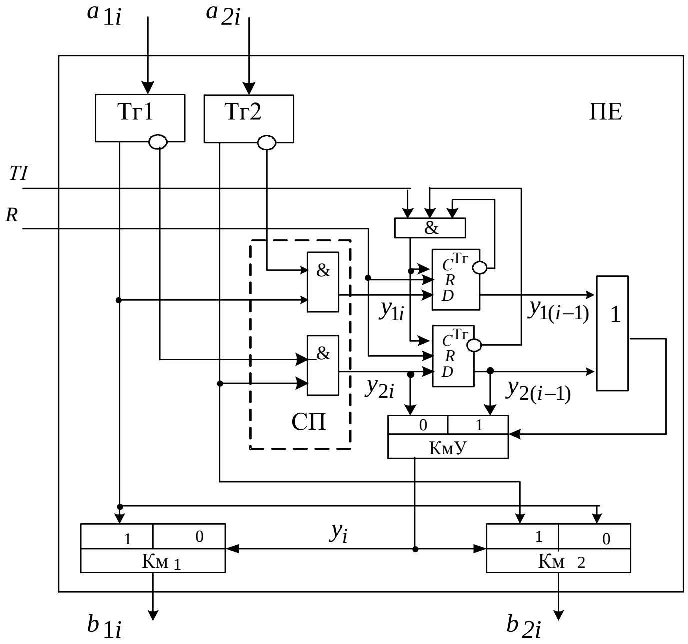

Рисунок 1 - Схема процесорного елементу

Висновки

Спроектована апаратна реалізація алгоритму сортування чисел, яка використовується для підготовки даних в процесі моделювання поля електропровідності грунтів.

Удосконалена апаратна реалізація алгоритму сортування чисел у спосіб виведення операції сортування даних методом злиття, що забезпечує у перспективі зменшення часової складності реалізації процедури сортування даних в заданій ідентифікації математичної моделі поля електропровідності грунтів.

Список використаних джерел

1. Грушка І.Г. Нові методи і засоби агрометеорологічних вимірювань і питання гідрометеорологічного забезпечення землеробства. Матеріали 187 наради-семінару “Обмін досвідом гідрометеорологічного забезпечення сільськогосподарського виробництва у сучасних умовах”. 15-20 жовтня 2001р. м. Ялта. Український ГМЦ. – Київ: – 2001. – С. 43-54.
2. Нерпин С.В., Чудновский А.Ф. Физика почв.- М..:Наука, 1967.- 584 с.
3. Режим доступу: http://www.inteh-pro.com.ua/tehnologiya-skanirovaniya-pochvy-veris .
4. Д. Кнут. Искусство программирования для ЭВМ: Сортировка и поиск. М., 1978.-844с.
5. Цмоць І.Г., Рахман М. Л. Паралельні алгоритми та пристрої сортування чисел Збірник наукових праць Інституту проблем моделювання в енергетиці/ Випуск 11, Київ 2001. - С.83-91.
6. Цмоць І.Г. Принципи розробки і оцінка основних характеристик високопродуктивних процесорів на надвеликих інтегральних схемах/ Вісник ДУ “Львівська політехніка”, №349, Львів, 1998 - С.5-11
7. А. С. 1298737 (СССР). Устройство для сортировки чисел. А.А. Мельник, И.Г. Цмоць / Бюл. изобретений 1987, №11.

УДК 519.2, 536.532

ЕМПІРИЧНО ЕФЕКТИВНІ ОЦІНКИ ПАРАМЕТРІВ КЛАСИЧНОЇ ПОЛІНОМІАЛЬНОЇ РЕГРЕСІЙНОЇ МОДЕЛІ БЕЗ ВІЛЬНОГО ЧЛЕНА

Єрьоменко В.О.[1], Кочан О.В.[2]

Тернопільський національний економічний університет,
[1] к.ф.-м.н., доцент; [2] к.т.н., доцент

Математичне моделювання похибок широкої номенклатури компонентів інформаційно-вимірювальних систем зумовлює необхідність дослідження класичних поліноміальних регресійних моделей, вільний член яких згідно із фізичним змістом дорівнює нулю [1].

На підставі статистичних даних $\{(y_i, t_i),\ i=\overline{1,n}\}$ вивчається модель

$$Y_i = \alpha_1 t_i + \alpha_2 t_i^2 + ... + \alpha_k t_i^k + U_i, i = \overline{1,n} \quad , \qquad (1)$$

де U_i - неспостережувана випадкова величина, t_i - детермінована; при цьому виконуються наступні передумови:

$$M(U_i) = 0, \quad D(U_i) = \sigma^2, \; cov(U_i, U_j) = 0 \;\; \forall \; i, j = \overline{1,n}, \; i \neq j \quad , \qquad (2)$$

де σ^2 – невідомий параметр, яке підлягає оцінюванню.

Нехай $a_1, a_2, ..., a_k$ - МНК-оцінки невідомих параметрів $\alpha_1, \alpha_2, ..., \alpha_k$ відповідно,

$$\varepsilon = \sum_{i=1}^{n} u_i = \sum_{i=1}^{n} (y_i - \hat{y}_i) = \sum_{i=1}^{n} y_i - \sum_{j=1}^{k} T_j a_j \quad , \qquad (3)$$

де $T_j = \sum_{j=1}^{n} t_i^j, j = \overline{1,k}$. Виявляється [1], $\varepsilon \neq 0$, що не узгоджується із першою передумовою (2) і унеможливлює безпосереднє використання МНК для отримання остаточних результатів стосовно моделі (1).

Розглянемо довільні інші оцінки $\tilde{a}_1, \tilde{a}_2, ..., \tilde{a}_k$ невідомих параметрів із класу лінійних незміщених оцінок, для яких $\tilde{\varepsilon} = 0$. Нехай $\tilde{K} = (\tilde{K}_{ij})$ - відповідна коваріаційна матриця, $\tilde{S}^2$- незміщена оцінка параметра σ^2. Емпірично ефективною назвемо таку оцінку параметра α_j, для якої $\tilde{S}^2 \tilde{K}_{jj}$ є мінімальним.

Позначимо $K = \{K_{ij}\}$ коваріаційну матрицю вектора МНК-оцінок.

Розглядаються наступні k варіантів оцінювання параметрів. Нехай $l = \overline{1,k}$. Тоді в *l*-му варіанті $\tilde{a}_l = T_l^{-1}(\sum_{i=1}^{n} y_i - \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq l}}^{k} T_j a_j), \tilde{a}_j = a_j, j \neq l, j = \overline{1,k}$. Емпіричні дисперсії параметрів обчислюються за такими формулами:

$$\sigma^2_{\tilde{a}_j} = \frac{Q + T_{2l} T_l^{-2} \varepsilon^2}{n - k + T_{2l} T_l^{-2} \left[n + (-1)^k \Delta \Delta_1^{-1} \right]} \tilde{K}_{jj}, \;\; j = \overline{1,k}, \qquad (4)$$

де $Q = \sum_{i-1}^{n} u_i^2$ – обчислена за МНК, ε визначене (3), $\tilde{K}_{jj} = K_{jj} (j \neq l)$

$$\tilde{K}_{ll} = T_l^{-2} \left[n + (-1)^k \Delta \Delta_1^{-1} \right] + K_{ll}, \qquad \Delta = det \begin{pmatrix} T_1 \; T_2 \; ... \; T_k \;\; 0 \\ T_2 \; T_3 \; ... \; T_{k+1} \; T_1 \\ \cdots\cdots\cdots\cdots \\ T_{k+1} \; T_{k+2} \; ... \; T_{2k} \;\; T_k \end{pmatrix}, \qquad \Delta_1 = det \begin{pmatrix} T_2 \; T_3 \; ... \; T_{k+1} \\ T_3 \; T_4 \; ... \; T_{k+2} \\ \cdots\cdots\cdots\cdots \\ T_{k+1} \; T_{k+2} \; ... \; T_{2k} \end{pmatrix}.$$

Зауваження. Перший співмножник в (4) – незміщена оцінка невідомого параметра σ^2, при цьому чисельник – сума квадратів залишків для *l*-ого варіанта, а знаменник – узагальнене число ступенів вільності.

На підставі отриманих даних обирається один із варіантів. Показано, що для такого варіанта стандартні помилки оцінок можуть виявитися меншими в порівнянні із МНК. Виявляється, що при цьому не можна добитися рівномірної емпіричної ефективності, характерної для МНК, однак у вказаному сенсі хоча б один із варіантів покращує оцінки, отримані на підставі метода умовних найменших квадратів (МУНК), розглянутого в [1].

В якості ілюстрації вище викладеного розглянемо модель (1) для випадку k=3 на підставі вибірки [2]:

t_i	1	2	3	4	5	6	7	8
y_i	45,92	100	127,9	132,8	146	157,4	154,2	146

,

де t_i – значення температури в сотнях градусів за Цельсієм; y_i – значення похибки неоднорідності хромелевого термоелектроду діаметром 0,7 мм при температурі експлуатації 800˚С протягом 1000 годин.

Отримано наступні результати розрахунків, проведених для кожного з трьох варіантів, а також використання МНК на підставі пакету Excel 2010:

$$\hat{y}^{(1)} = 60{,}90648536t - 7{,}659103896t^2 + 0{,}293243613t^3$$
$$(4{,}834698667)\ \ (1{,}784075093)\ \ \ (0{,}156752121)\text{,}$$

$$\hat{y}^{(2)} = 60{,}9631651t - 7{,}669106203t^2 + 0{,}293243613t^3$$
$$(4{,}83222277)\ (1{,}783432665)\ \ (0{,}156691241)\text{,}$$

$$\hat{y}^{(3)} = 60{,}9631651t - 7{,}659103896t^2 + 0{,}291669175t^3$$
$$(4{,}830282853)\ (1{,}78266624)\ \ (0{,}156642565)\text{,}$$

$$\hat{y}_{МНК} = 60{,}9631651t - 7{,}659103896t^2 + 0{,}293243613t^3$$
$$(4{,}839671079)\ (1{,}786131063)\ \ (0{,}156932762)\text{.}$$

Отже, третій варіант обчислення оцінок дає емпірично ефективні оцінки параметрів моделі, які є кращими навіть у порівнянні з МНК.

Список використаних джерел

1. Yeromenko V., Kochan O. The Conditional Least Squares Method for Thermocouples Error Modeling. Proceedings of the 2013 IEEE 7 International Conference on Intelligent Data Acquisition and Advanced Computing Systems IDAACS'2013, September 12-14, 2013. - Berlin, Germany. – 2013. – P. 157-163.
2. Рогельберг И.Л. Изменения термоэлектрической силы проволок из хромеля и алюмеля при нагреве на воздухе при 800°С продолжительностью до 10000 ч. Том III. /И.Л. Рогельберг, Н.А. Пигидина, Э.Н. Покровская Г.Н. и др. – Сб. Исследование сплавов для термопар. – Труды института Гипроцветметобработка. – Москва: Металлургия, 1969.

УДК 519.244.3

ПОРІВНЯННЯ ЕФЕКТИВНОСТІ МЕТОДІВ ПЕРЕВІРКИ ГІПОТЕЗ ПРО ПАРАМЕТРИ НОРМАЛЬНОГО РОЗПОДІЛУ

Івахнік Г.В.[1], Земляна С.В.[2]

Дніпропетровський національний університет ім. О. Гончара

[1]магістрант; [2]к.т.н., доцент

Тема даної роботи була обрана у зв'язку зі зростаючою актуальністю дослідження методів приймального контролю. Виходячи з попередніх досліджень було виявлено збільшення кількості сфер, що потребують оцінки якості великої кількості даних, при умові, що потрібне прийняття швидких та точних рішень. Основний внесок в теорію послідовного аналізу вніс А. Вальд, який запропонував критерій відношення ймовірностей. В наступних роботах Бендерського А.М., Гродзенської І.С., Башарінова А.Е. цей метод набув подальшого розвитку. Математики Айвазян, Лорден та Павлов запропонували свої модифікації класичного критерію Вальда, що надало потужного поштовху теорії послідовного аналізу.

Актуальність даної роботи полягає у вивчені тривалості послідовної процедури, порівняння швидкості та якості роботи критеріїв, що ґрунтуються на побудові відношення правдоподібності, при різних відношеннях величин параметрів розподілу, а також дослідження впливу на час роботи критеріїв зміни величини вимог до якості прийнятого рішення.

В даній роботі розглядається застосування критерію послідовного аналізу до випадку гіпотези, коли один з параметрів нормального розподілу є фіксований, а інший - невідомий.

Проведено порівняння найбільш ефективних існуючих методів скорочення тривалості часу процедури статистичного регулювання технологічних процесів. Дослідження процедури послідовного аналізу було здійснено виконуючи реалізацію інформаційних схем використання критерія відношення ймовірностей Вальда, оптимального узагальненого послідовного критерія