УДК 627.321

М.М. Дорожовець
Національний університет “Львівська політехніка”
кафедра інформаційно-вимірювальних технологій,
Ряшівська Політехніка, Польща
кафедра метрології та вимірювальних систем

ОПТИМАЛЬНЕ УРАХУВАННЯ НЕПЕВНОСТІ ВИМІРЮВАНЬ ВХІДНОЇ ТА ВИХІДНОЇ ВЕЛИЧИН У ЛІНІЙНІЙ РЕГРЕСІЇ

Зпропоновано та проаналізовано спосіб знаходження оптимального значення коефіцієнта нахилу лінійної регресії у випадках, коли результати вимірювань вхідної та вихідної величин характеризуються непевностями. Знайдено вираз для розрахунку оптимального коефіцієнта нахилу, значення якого є функцією характеристик результатів вимірювань та апріорі заданих їхніх стандартних непевностей. Показано, що всі відомі інші регресії (звичайна пряма та обернена, ортогональна та середньогеометрична) є частковими випадками досліджуваної регресії.

In the paper the method of constructing the linear regression in which the influence of uncertainties of both input and output quantities onto the regression line slope are optimally taken into account is proposed and analyzed. The formula for the calculation of the regression line slope in the function of the parameters of measurement observation results and also the standard uncertainties of these values is obtained. It is shown that all other regressions (usual direct and inverse, orthogonal and mean geometric) are the partial cases of the optimal regression and it is possible to obtain them as a result of the substitution of the corresponding uncertainty values into obtained formula.

1. Вступ. У вимірювальних задачах регресійний аналіз використовують з метою визначення параметрів математичних моделей залежностей між вихідною (y) та вхідною (x) величинами, результати вимірювань яких спотворені різноманітними, переважно випадковими впливами [1]. До таких задач належить, наприклад, задача визначення параметрів функції перетворення засобів вимірювальної техніки, зокрема вимірювальних перетворювачів. Загалом у теорії математичної статистики розглядають регресії першого та другого роду [2–6]. Регресія першого роду – це умовне математичне сподівання однієї величини (y) залежно від іншої (x): $E[y|x]$ і, очевидно, для її визначення необхідне знання двовимірної густини розподілу цих величин і тому у вимірювальній практиці така регресія більшою мірою має теоретичне застосування. У цій роботі розглядається лінійна регресія другого роду, для якої математичну модель залежності між вхідною та вихідною величинами будують на підставі певної кількості пар результатів вимірювань цих величин. Побудова такої регресії має на меті мінімізацію (згідно з певним критерієм) різного роду впливів на результати вимірювань величин. Крім того, згідно з термінологією Кендала [6, 7], розрізняють регресію функціональну та структурну, які відрізняються тим, що у структурній регресії вхідна та вихідна величини досліджуваного об’єкта розглядаються як випадкові величини, натомість у функціональній регресії ці величини не вважають випадковими, а можливі відхилення результатів від теоретичних моделей зумовлені випадковими впливами, що проявляються, наприклад, під час вимірювань. Структурна регресія широко використовується уеконометрії, де значення вхідної та вихідної величин мають принципово випадковий характер [7]. Далі будемо аналізувати лінійну функціональну регресію другого роду.

У загальному випадку таку лінійну функціональну регресію (рис. 1) характеризують коефіцієнтами нахилу лінії k_1 та зміщення k_0:

$$y(x) = k_0 + k_1 x = \overline{y} + k_1\left(x - \overline{x}\right), \qquad (1)$$

де

$$\overline{x} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} x_i \text{ , і } \overline{y} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} y_i \qquad (2)$$

– середні значення результатів вимірювань вхідної $\left(x_1, x_1, ..., x_n\right)$ та вихідної $\left(y_1, y_1, ..., y_n\right)$ величин.

Як видно з (1), найголовнішим параметром лінійної регресії є коефіцієнт нахилу k_1, оскільки, незалежно від різновиду, осі лінії регресії збігаються у серединній точці $\left(\overline{x}; \overline{y}\right)$ (рис. 2, а).

1. Систематизація параметрів основних різновидів лінійної регресії. Загалом, залежно від способу побудови, розрізняють декілька різновидів лінійної регресії: пряма та обернена, ортогональна та середньогеометрична [2–9].

2.1. Пряма регресія: $y(x) = y = \overline{y} + a_1\left(x - \overline{x}\right)$, у якій значення коефіцієнта нахилу a_1 визначають мінімізацією суми квадратів відхилень $v_{y,i}^2$ $\left(\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} v_{y,i}^2 \Rightarrow MIN\right)$ шуканої лінії від експериментальних точок $\left(x_i; y_i\right)$ <u>вздовж осі і *0y*</u> (рис. 1,а):

$$a_1 = r_{xy}\frac{S_y}{S_x}; \qquad (3)$$

де

$$S_x^2 = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left(x_i - \overline{x}\right)^2, \; S_y^2 = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left(y_i - \overline{y}\right)^2, \; R_{xy} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left(x_i - \overline{x}\right)\left(y_i - \overline{y}\right) = r_{xy}S_x S_y \qquad (4)$$

– експериментальні оцінки центральних моментів другого порядку величин та $r_{xy} = \frac{R_{xy}}{S_x S_y}$ – оцінка коефіцієнта кореляції між величинами.

2.2. Обернена регресія – це залежність вхідної величини від вихідної $x(y) = \overline{x} + b_1\left(y - \overline{y}\right)$, у якій значення коефіцієнта нахилу b_1 визначають мінімізацією суми квадратів відхилень $v_{x,i}^2$ $\left(\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} v_{x,i}^2 \Rightarrow MIN\right)$ шуканої лінії від експериментальних точок $\left(x_i; y_i\right)$ <u>вздовж осі і *0x*</u> (рис. 1, б):

$$b_1 = r_{xy}\frac{S_x}{S_y}, \text{ чи } a_{1,об} = \frac{1}{b_1} = \frac{1}{r_{xy}}\cdot\frac{S_y}{S_x}. \qquad (5)$$

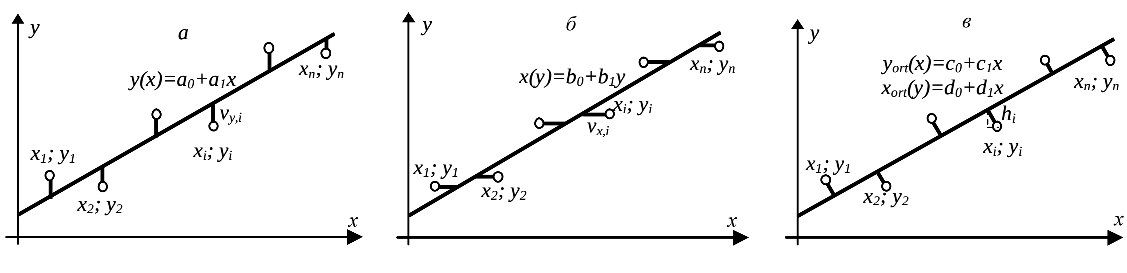

Рис. 1. Засадипо будови лінійної регресії: прямої (а); оберненої (б), ортогональної (в)

Якщо $r_{xy}^2 \neq 1$, то пряма та зворотна регресії описуються різними лініями (рис. 2, а) і для коефіцієнтів нахилу цих ліній існує зв’язок:

$$b_1 \neq \frac{1}{a_1}, \; a_1 \cdot b_1 = r_{xy}^2, \text{ чи } a_{1,об} \neq a_1, \; a_1 \cdot b_1 = r_{xy}^2, \; \frac{a_1}{a_{1,об}} = r_{xy}^2; \qquad (6)$$

Оскільки завжди $r_{xy}^2 \le 1$, то нахил зворотної лінії є більшим від нахилу лінії прямої регресії ($a_{1,об} \ge a_1$) (рис. 2, а), і розходження цих ліній є тим меншим, чим більший коефіцієнт кореляції.

2.3. Середньогеометрична регресія $y_{геом}(x) = \overline{y} + g_1\left(x - \overline{x}\right)$ є серединною лінією між прямою та зворотною регресіями (рис. 2, а) оскільки її коефіцієнт нахилу g_1 дорівнює <u>середньому геометричному з коефіцієнтів прямої та зворотної регресій</u>

$$g_1 = \sqrt{a_1 a_{1об}} = \sqrt{a_1 / b_1} = sign(r_{xy}) \frac{S_y}{S_x}. \tag{7}$$

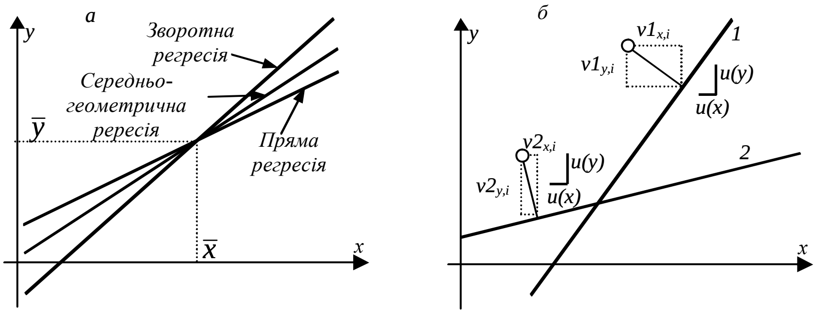

Рис. 2. Пряма, зворотна та середньогеометрична регресії (а), дві ортогональні регресії для тих самих стандартних непевностей результатів вимірювань величин та різних коефіцієнтів нахилу (б)

2.4. Ортогональна регресія $y_{орт}(x) = \overline{y} + c_1\left(x - \overline{x}\right)$, у якій значення коефіцієнта нахилу c_1 знаходять мінімізацією суми квадратів відхилень $h_i^2 = v_{y,i}^2 + v_{x,i}^2$ $\left(\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} h_i^2 = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left(v_{x,i}^2 + v_{y,i}^2\right) \Rightarrow MIN\right)$ шуканої лінії від експериментальних точок вздовж <u>перпендикулярів до лінії</u> (рис. 1, в):

$$c_1 = r_{xy} \frac{S_y}{S_x} \cdot \frac{2}{Q_{xy} + \sqrt{Q_{xy}^2 + 4 r_{xy}^2 S_y^2 / S_x^2}}, \tag{8}$$

де

$$Q_{xy} = \left(1 - S_y^2 / S_x^2\right). \tag{9}$$

Зворотна ортогональна регресія $x_{ort}(y) = \overline{x} + d_1\left(y - \overline{y}\right)$ є тією самою лінією, що і пряма ортогональна: $y_{орт.об} = \overline{y} + \frac{1}{d_1}\left(x - \overline{x}\right) = \overline{y} + c_1\left(x - \overline{x}\right)$, тобто коефіцієнт нахилу є оберненим до коефіцієнта нахилу прямої ортогональної регресії: $d_1 = 1/c_1$.

3. Аналіз проблем урахування непевності результатів вимірювань у регресіях. Загалом на практиці результати вимірювань обох величин (вхідної і вихідної) є неточними і їх можна охарактеризувати стандартними непевностями *u(x)* та *u(y)* [1, 8–10]. У такому разі з аналізу умов мінімізації відхилень розглянутих вище ліній регресії від експериментальних точок випливає, що:

– у прямій регресії враховують лише непевності *u(y)* результатів вимірювань вихідної величини, цілком не враховуючи непевність *u(x)* результатів вимірювань вхідної величини, тобто приймають *u(x)*=0*;*

– у зворотній регресії навпаки, враховують лише непевності *u(x)* результатів вимірювань вхідної величини, цілком не враховуючи непевність *u(y)* результатів вимірювань вихідної величини, тобто приймають *u(y)*=0*;*

– у середньогеометричній регресії непевності обох величин *u(y)*) та (*u(x)*) враховують лише опосередковано, однак кількісно таке урахування цілком не залежить від фактичних значень непевності;

– у ортогональній регресії непевності результатів вимірювань обох величин хоча враховуються, однак також таке урахування залежить насамперед не від значень непевностей, а від значення коефіцієнта нахилу лінії регресії, як це показано на рис. 2, б для двох різних значень коефіцієнтів нахилу лінії, що відповідають двом різним досліджуваним об'єктам.

Зокрема, у разі однакових в обох експериментах непевностей результатів вимірювань: $u1(x)=u2(x)=u(x)$ та $u1(y)=u2(y)=u(y)$ в результаті мінімізації суми квадратів відхилень вздовж перпендикулярів до шуканих ліній, значення відхилень у напрямку відповідних осей: $v1_{x,i}$ та $v1_{y,i}$ для лінії 1 і $v2_{x,i}$ та $v2_{y,i}$ для лінії 2 (рис. 2, б) цілком відрізняються між собою і залежать, переважно, від нахилу відповідної лінії ортогональної регресії (рис. 2, б). З цього випливає, що ортогональну регресію будують без належного урахування непевностей результатів вимірювань.

Інша проблема полягає у тому, що значення коефіцієнта нахилу (8) лінії ортогональної регресії залежить від масштабів величин вздовж відповідних осей, що призводить до того, що за тих самих значеннях вхідної величини, однак вираженої у різних масштабах чи шкалах, отримують різні значення вихідної величини. Припустимо, що значення вхідної величини за допомогою масштабного перетворення: $x_i' = k_x x_i$ (де k_x – коефіцієнт масштабного перетворення) подають в інших одиницях, а значення вихідної величини не змінюють ($k_y = 1$). Тоді на підставі виразів (4) отримуємо $S_{x'} = k_x S_x$ та $S_{y'} = S_y$. Після підстановки цих значень у (8) одержуємо

$$Q'_{xy} = \left(1 - S_{y'}^2 / S_{x'}^2\right) = \left[1 - \left(1/k_x^2\right) S_y^2 / S_x^2\right] \neq Q_{xy} . \qquad (10)$$

Оскільки лінійне масштабне перетворення обох величин не спричиняє зміни значення коефіцієнта кореляції $r_{x'y'} = r_{xy}$, то, згідно із залежністю (10), у виразі (8) для коефіцієнта нахилу нової лінії ортогональної регресії виникає нерівність: $c_1' \neq c_1 / k_x$. Своєю чергою, це спричиняє нелінійну залежність вихідної величини від значення коефіцієнта масштабування.

Цей результат проявляється у тому, що, наприклад, під час визначення (за експериментальними результатами) номінально лінійної функції перетворення резистивного вимірювального перетворювача температури, у результаті застосування методу ортогональної регресії для різних шкал температури (вхідної величини), наприклад, шкал Цельсія та Фаренгейта, будемо отримувати різні значення коефіцієнтів ортогональної регресії $c_{0,{}^0C} \neq c_{0,F}$, $c_{1,{}^0C} \neq c_{1,F}$ і, відповідно, різні значення опору перетворювача (вихідної величини), що не може бути прийнятним. Це саме стосується і масштабного перетворення вихідної величини.

Отже, розглянуті вище регресії не враховують належно непевності результатів вимірювань обох величин.

Мета роботи: Метою подальших досліджень є отримання математичної моделі лінійної регресії, у якій існуючі непевності результатів вимірювань вхідної та вихідної величин були враховані відповідно до їхніх фактичних значень.

4. Регресія з оптимальним урахуванням непевності обох величин. З метою отримання оптимальної, з погляду урахування фактичних значень непевностей $u(x)$ та $u(y)$ результатів вимірювань вхідної та вихідної величин, мінімізацію відхилень шуканої лінії регресії від експериментальних точок необхідно здійснювати у напрямках ліній, що є діагоналями прямокутника, збудованого на непевностях $\pm u(x)$ та $\pm u(y)$ вздовж відповідних осей (рис. 3). Належний напрямок, згідно з яким відбувається мінімізація квадратів відхилень, залежить від знака коефіцієнта нахилу лінії, тобто від знака визначеного коефіцієнта кореляції (рис. 3, а, б).

У разі додатного нахилу лінії ($r_{xy} \geq 0$, $a_1 \geq 0$) (рис. 3, а) мінімізують квадрати відстаней AD= $L_{1,1,i}$ шуканої лінії регресії (точка A на рис. 3) від експериментальних точок (точка D на рис. 3). Тоді як відстань A′D= $L_{1,2,i}$ (штрихова лінія на рис. 3) не виконує умови мінімізації. У разі від'ємного нахилу лінії ($r_{xy} \leq 0$, $a_1 \leq 0$) (рис. 3, б) мінімізують відстані AD= $L_{2,1,i}$ вздовж іншої діагоналі прямокутника. Отже, мінімізацію квадратів відстаней здійснюють у напрямках з протилежним знаком до знака коефіцієнта кореляції r_{xy}.

Із рис. 3 випливає, що у трикутнику ABC відношення $BC/CA = a_1$, а у трикутнику ACD відношення $CD/CA = u(y)/u(x)$, тому квадрат шуканої відстані $L_{1,i}^2$ дорівнює: $L_{1,i}^2 = AD^2 = CA^2 + CD^2 = CA^2 \cdot \left(1 + u^2(y)/u^2(x)\right)$. Довжину відрізка CA можна знайти, використовуючи відстань лінії регресії (точка B на рис.3) від експериментальної точки (точка D на рис. 3) вздовж осі 0y (rys. 3): $h_{y,i} = BD = BC + CD = CA \cdot \left(u(y)/u(x) + a_1\right)$, звідки $CA = h_{y,i} / \left(u(y)/u(x) + a_1\right)$.

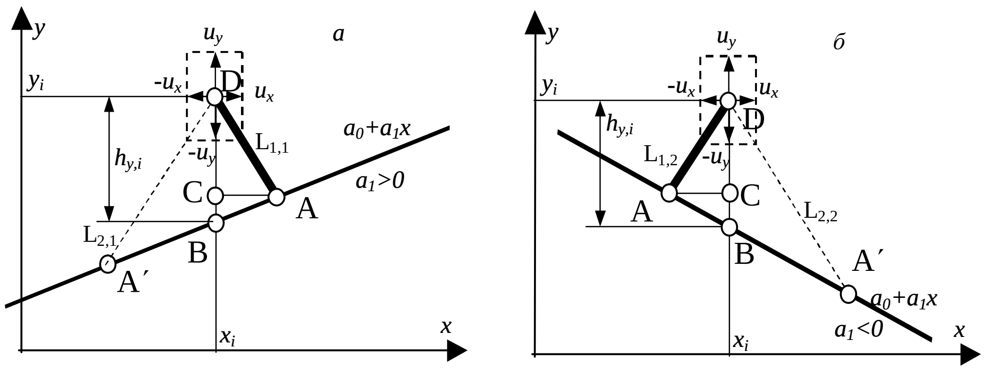

Рис. 3. Побудова оптимальних ліній регресії для $r_{xy} > 0$ (а) та для $r_{xy} < 0$ (б)

Оскільки (рис. 3) відстань $BD = h_{y,i} = y_i - \left(a_0 + a_1 x_i\right) = y_i - \bar{y} - a_1\left(x_i - \bar{x}\right)$, то квадрат відстані $L_{1,i}^2$ шуканої лінії регресії від експериментальної точки дорівнює:

$$L_{i,1}^2 = AD^2 = \frac{CA^2}{\left(\dfrac{u_y}{u_x} + sign(r_{xy}) \cdot a_1\right)^2} \cdot \left(1 + \frac{u_y^2}{u_x^2}\right) = \frac{\left(y_i - \bar{y} - a_1\left(x_i - \bar{x}\right)\right)^2}{\left(u_y + sign(r_{xy}) \cdot a_1 u_x\right)^2}\left(u_x^2 + u_y^2\right), \tag{11}$$

знак $sign(r_{xy})$ використаний для рахування знаку нахила лінії регресії.

Умовою для визначення оптимального значення коефіцієнта нахилу лінії регресії є мінімум суми квадратів відстаней (11):

$$\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} L_{1,i}^2 = \frac{S_y^2 - 2a_1 r_{xy} S_y S_x + a_1^2 S_x^2}{\left(u_y + sign(r_{xy}) a_1 u_x\right)^2}\left(u_x^2 + u_y^2\right) \Rightarrow MIN. \tag{12}$$

Прирівнюючи похідні цього виразу за значенням коефіцієнта a_1 до нуля і розв'язуючи отримане рівняння, знаходимо оптимальне значення коефіцієнта лінії регресії

$$a_1 = sign\left(r_{xy}\right)\frac{S_y}{S_x} \cdot \frac{\left|r_{xy}\right| \cdot \dfrac{u(y)}{S_y} + \dfrac{u(x)}{S_x}}{\left|r_{xy}\right| \cdot \dfrac{u(x)}{S_x} + \dfrac{u(y)}{S_y}} = sign\left(r_{xy}\right)\frac{S_y}{S_x} \cdot \frac{\left|r_{xy}\right| \cdot d_{u(y)} + d_{u(x)}}{\left|r_{xy}\right| \cdot d_{u(x)} + d_{u(y)}}, \tag{13}$$

де $d_{u(x)} = u(x)/S_x$, $d_{u(y)} = u(y)/S_y$ – нормовані (до відповідних значень коренів із оцінок центральних моментів другого порядку) стандартні непевності результатів вимірювань.

5. Часткові випадки. Отриманий вище вираз (13) є загальним, оскільки з нього можна одержати вирази коефіцієнтів нахилу всіх розглянутих раніше регресій.

5.1. Нульова непевність результатів вимірювань вхідної величини $u(x)=0$, чи інакше $d_{u(x)}=0$. Після підстановки цього значення у (13) отримуємо значення коефіцієнта нахилу лінії регресії:

$$a_{1,u(x)=0}=r_{xy}\frac{S_y}{S_x}, \tag{14}$$

що точно дорівнює значенню коефіцієнта нахилу звичайної **прямої регресії** (3).

5.2. Нульова непевність результатів вимірювань вихідної величини $u(y)=0$, чи інакше $d_{u(y)}=0$. Після підстановки цього значення у (13) отримуємо значення коефіцієнта нахилу лінії регресії

$$a_{1,u(y)=0}=\frac{1}{r_{xy}}\cdot\frac{S_y}{S_x} \text{ чи } b_1=\frac{1}{a_{1,u(y)=0}}=r_{xy}\frac{S_x}{S_y}, \tag{15}$$

що точно дорівнює значенню коефіцієнта нахилу **зворотної регресії** (5).

5.3. Однакові нормовані непевності результатів вимірювань обох величин $u(x)/S_x=u(y)/S_y$, чи інакше $d_{u(x)}=d_{u(y)}$. Тоді із (13) одержуємо значення коефіцієнта

$$a_{1,d_{u(x)}=d_{u(y)}}=sign(r_{xy})\frac{S_y}{S_x}, \tag{16}$$

звідки видно, що це є коефіцієнтом нахилу (7) **середньогеометричної регресії**.

5.4. Рівність відношення непевності вхідної до непевності вихідної величин коефіцієнта нахилу лінії $u(x)/u(y)=|a_1|$, чи інакше $d_{u(x)}/d_{u(y)}=(S_y/S_x)|a_1|$. Тоді після підстановки цього відношення у (13) отримуємо квадратне рівняння $a_1^2 r_{xy}+a_1(S_x/S_y-S_y/S_x)-r_{xy}=0,$ розв’язуючи яке, знаходимо значення коефіцієнта нахилу

$$a_{1,u(x)/u(y)=a_1}=r_{xy}\frac{S_y}{S_x}\cdot\frac{2}{Q_{xy}+\sqrt{Q_{xy}^2+4r_{xy}^2 S_y^2/S_x^2}}, \tag{17}$$

що точно збігається із виразом для коефіцієнта нахилу **ортогональної регресії** (8).

5.5. Масштабні перетворення однієї чи обох величин. Вони є цілком лінійними операціями щодо лінії регресії. Зокрема, нехай значення обох величин масштабно перетворюють згідно з виразами: $x_i'=k_x x_i$, $y_i'=k_y y_i$. Тоді одночасно відбудеться масштабування і значень її непевностей: $u(x')=k_x u(x)$, і $u(y')=k_y u(y)$. Оскільки згідно з (4) $S_{x'}=k_x S_x$ і $S_{y'}=k_y S_y$, то нормовані значення непевностей залишаться без змін: $d_{u(x')}=u(x')/S_{x'}=d_{u(x)}$, $d_{u(y')}=u(y')/S_{y'}=d_{u(y)}$. Завдяки цьому згідно із (13) значення коефіцієнта нахилу лінії масштабованої регресії зміниться пропорціонально до k_y/k_x: $a_1'=a_1(k_y/k_x)$, і значення вихідної величини масштабованої лінії регресії

$$y'=\overline{y'}+a_1'(x'-\overline{x'})=k_y\overline{y}+\frac{k_y}{k_x}a_1(k_x x-k_x\overline{x})=k_y(\overline{y}+a_1(x-\overline{x}))=k_y y \tag{18}$$

зміниться точно у k_y разів, тобто у коефіцієнт масштабного перетворення цієї величини, що і треба було довести.

6. Висновки

1. Вирази для знаходження коефіцієнтів нахилу звичайної прямої та зворотної, а також середньогеометричної та ортогональної регресій не враховують фактичних значень непевності результатів вимірювань вхідної та вихідної величин і тому у разі наявності непевностей одночасно обох величин вони не повною мірою адекватно апроксимують експериментальні дані.

2. Отримана залежність (13) дає можливість знайти оптимальне значення коефіцієнта нахилу лінії регресії, оскільки явно враховує непевності $u(x)$, $u(y)$ результатів вимірювань обох величин.

3. Ця залежність є узагальненням залежностей для коефіцієнтів нахилу інших відомих регресій, які є частковими випадками дослідженої регресії: коефіцієнт нахилу прямої регресії отримують для $u(x)=0$ $\left(d_{\ u(x)}=0\right)$, зворотної – для $u(y)=0$ $\left(d_{\ u(y)}=0\right)$, середньогеометричної – при $u(x)/S_x = u(y)/S_y$ $\left(d_{\ u(x)}=d_{\ u(y)}\right)$ і ортогональної – для $u(x)/u(y)=|a_1|$.

4. Лінійні масштабні перетворення вхідної та вихідної величин у регресії з оптимальним коефіцієнтом нахилу не спричиняють ніяких нелінійних наслідків.

1 Дорожовець М., Стадник Б., Мотало В. та ін. Основи метрології. Підручник. Основи метрології і вимірювальна техніка. Т. 1. – Львів: Вид. НУ "Львівська політехніка", 2005. – 532 с. 2. Draper N.R. and H. Smith. Applied Regression Analysis. Willey & Sons, New York, 1973. 3. Fisz M. Probability Theory and Mathematical Statistics. John Willey & Sons, London, 1963. 4. Handbook of Applicable Mathematics. Vol. VI: Statistics. Edited by E. Lloyd and W. Ledermann, John Willey & Sons, Chichester -New York-Brisbane-Singapore, 1984. 5. Kramer H. Mathematical Methods of Statistics. Stockholm, 1946. 6. M. G. Kendall and A. Stuart. The Advanced Theory of Statistics, Volume Two. Charles Griffin and Co Ltd, London, Third edition, 1973. 7. J.W. Gillard. An Historical Overview of Linear Regression with Errors in Both Variables. School of Mathematics, Senghenydd Road, Cardiff University, 2006. 8. Львовский Е. Н. Статистические методы построения эмпирических формул. – М.: Высш. шк., 1988. – 239 с. 9. Дорожовець М. М. Дослідження непевності коефіцієнтів та прогнозованих значень лінійної ортогональної регресії. Відбір і обробка інформації. 2007. Вип. 27 (103). – С. 24–31. 10. Guide of the Expression of Uncertainty in Measurement. ISO 1993. – 1995.

УДК 681.335 (088.8)

Б.О. Католик[1], З.Р. Мичуда[1,2]

[1]Національний університет "Львівська політехніка",
кафедра комп'ютеризованих систем автоматики,
[2]Політехніка Сьвєнтокжиска в Кєльцах, Польща

ІНТЕРПОЛЯЦІЙНІ АНАЛОГО-ЦИФРОВІ ПЕРЕТВОРЮВАЧІ З ЛОГАРИФМІЧНОЮ ХАРАКТЕРИСТИКОЮ ПЕРЕТВОРЕННЯ. ОГЛЯД. ЧАСТИНА 2

Запропоновано критерії оцінки точності та класифікацію, виконано порівняльний аналіз властивостей та вказано перспективи розвитку інтерполяційних АЦП з логарифмічною характеристикою перетворення.

The criteria of valuation of accuracy and classifications are offerred, the comparative analysis of properties is conducted and the prospects of development interpolation ADC with logarithmic characteristic of conversion.

1. Інтерполяційні ЛАЦП. Позбутися недоліків КЛАЦП можна, замінивши лінійну інтерполяцію показниковою, що зроблено у роботах [2, 3].

Запропонований в [2] ЛАЦП на комутованих конденсаторах був першим інтерполяційним ЛАЦП. Його функціональна схема наведена на рис. 1, де позначено: ГТІ – генератор тактових імпульсів, ФІП – формувач імпульсних послідовностей, ОВ – одновібратор, ДОН – джерело опорної напруги, Км – компаратор, РЗ – регістр зсуву, КШ – аналоговий ключ підвищеної