

Звідси

$$\lim_{h \rightarrow 0} |g_h(x) - g(x)| = 0, \quad (-\infty < x < +\infty),$$

тобто $g(x)$ - рівномірна границя послідовності РМП функцій $g_h(x)$. Тоді за відомою теоремою $g(x)$ є РМп функція. Теорема доведена.

І. Кованько А.С., Лисевич Л.Н. О некоторых свойствах интеграла и производности от S^P - почти периодической функции. - Вопр. мат. физ. и теории функций. 1964, № II, с. 63-69. 2. Левитан Б.М. Почти периодические функции. - М., 1953. - 216 с.

Стаття надійшла до редколегії 14.01.85

УДК 519.21

І.Д.Квіт, В.М.Косарчин

БАГАТОВИМІРНИЙ РОЗПОДІЛ ПОХИБОК

Нехай

$$(x_{11}, \dots, x_{m1}), \dots, (x_{1n}, \dots, x_{mn}) - \quad (1)$$

результати n незалежних вимірювань деякої m -вимірної величини $(a_1, \dots, a_m)$, виконані в однакових умовах, без систематичної похибки та з однаковою для кожної компоненти своєю точністю. За невідомі значення компоненти $(a_1, \dots, a_m)$ вимірюваної величини згідно з правилом обґрунтування середнього арифметичного в законі великих чисел приймаємо наближено середні арифметичні

$$\bar{x}_1 = \frac{x_{11} + \dots + x_{1n}}{n}, \dots, \bar{x}_m = \frac{x_{m1} + \dots + x_{mn}}{n}. \quad (2)$$

Допущені похибки вимірювань

$$x_{11} - a_1, \dots, x_{m1} - a_m; \dots; x_{1n} - a_1, \dots, x_{mn} - a_m - \quad (3)$$

випадкові та абсолютно неперервні. Густина розподілу ймовірностей компонент випадкової похибки позначимо через $\varphi(\cdot, \dots, \cdot)$. Очевидно, що похибки (3) обмежені. Тому

$$\varphi(\pm\infty; \dots; \dots) = 0, \dots, \varphi(\dots; \dots; \pm\infty) = 0. \quad (4)$$

Оскільки вимірювання (I) незалежні, то сумісна густина похибок (3)

$$\varphi(x_{11}-a_1, \dots, x_{m1}-a_m) \dots \varphi(x_{1n}-a_1, \dots, x_{mn}-a_m). \quad (5)$$

Функцію $\varphi(\cdot, \dots, \cdot)$ визначаємо з умови максимуму логарифма функції правдоподібності (5)

$$\sum_{i=1}^n \ln \varphi(x_{1i}-a_1, \dots, x_{mi}-a_m). \quad (6)$$

Необхідні умови екстремуму функції (6) записуємо як

$$\sum_{i=1}^n \frac{\partial \ln \varphi(x_1, \dots, x_m)}{\partial x_1} \Big|_{(x_{1i}-a_1, \dots, x_{mi}-a_m)} = 0$$

.

(7)

$$\sum_{i=1}^n \frac{\partial \ln \varphi(x_1, \dots, x_m)}{\partial x_m} \Big|_{(x_{1i}-a_1, \dots, x_{mi}-a_m)} = 0.$$

Рівняння (7) повинні задовольняти значення (2); $a_1 = \bar{x}_1, \dots, a_m = \bar{x}_m$. При цьому

$$\sum_{i=1}^n (x_{1i}-a_1) = \sum_{i=1}^n (x_{1i}-\bar{x}_1) = 0, \dots, \sum_{i=1}^n (x_{mi}-a_m) = \sum_{i=1}^n (x_{mi}-\bar{x}_m) = 0. \quad (8)$$

Приймемо

$$\frac{\partial \ln \varphi(x_1, \dots, x_m)}{\partial x_j} = \psi_j(x_1, \dots, x_m),$$

$$-\infty < x_1, \dots, x_m < \infty, (j=1, \dots, m) \quad (9)$$

і запишемо рівняння (7) у вигляді

$$\sum_{i=1}^n \psi_j(x_{1i}-a_1, \dots, x_{mi}-a_m) = 0, (j=1, \dots, m). \quad (10)$$

Рівності (10) і (8) можна сформулювати так. Сума значень функції $\psi_j, (j=1, \dots, m)$ дорівнює нулю, коли сума значень кожного аргументу дорівнює нулю. Зокрема для всяких дійсних $t_1, \dots, t_m$

$$\psi_j(t_1, \dots, t_m) + \psi_j(-t_1, \dots, -t_m) = 0, (j=1, \dots, m).$$

Функція $\psi_j(\cdot, \dots, \cdot)$ змінює знак, якщо всі її аргументи його змінюють. Функція ψ глобально непарна.

Оскільки для довільних дійсних $t_1, \dots, t_m$ і $\tau_1, \dots, \tau_m$

$$\psi_j(t_1, \dots, t_m) + \psi_j(\tau_1, \dots, \tau_m) + \psi_j(-t_1-\tau_1, \dots, -t_m-\tau_m) = 0$$

та за глобальною непарністю функції

$$\Psi_j(t_1, \dots, t_m) + \Psi_j(\tau_1, \dots, \tau_m) = \Psi_j(t_1 + \tau_1, \dots, t_m + \tau_m),$$

то функція

$$\frac{\partial \Psi_j(x_1, \dots, x_m)}{\partial x_k} = \omega_{jk}(x_1, \dots, x_m)$$

задовольняє умови

$$\omega_{jk}(t_1, \dots, t_m) = \omega_{jk}(t_1 + \tau_1, \dots, t_m + \tau_m),$$

$$\omega_{jk}(\tau_1, \dots, \tau_m) = \omega_{jk}(t_1 + \tau_1, \dots, t_m + \tau_m).$$

Звідси

$$\omega_{jk}(t_1, \dots, t_m) = \omega_{jk}(\tau_1, \dots, \tau_m), (j, k = 1, \dots, m),$$

похідна Ψ_j стосовно k -го аргумента стала. Отже, кожна функція Ψ_j лінійна відносно своїх аргументів. Таким чином, співвідношення (9) можна записати у вигляді

$$\frac{\partial \ln \varphi(x_1, \dots, x_m)}{\partial x_j} = a_{j1}x_1 + \dots + a_{jm}x_m, (j = 1, \dots, m), \quad (II)$$

де a_{jk} - сталі. Оскільки вирази справа - це похідні тієї ж самої функції, та

$$\frac{\partial (a_{j1}x_1 + \dots + a_{jm}x_m)}{\partial x_k} = \frac{\partial (a_{k1}x_1 + \dots + a_{km}x_m)}{\partial x_j},$$

то $a_{jk} = a_{kj}$; матриця $\{a_{jk}\}$ - симетрична.

Із рівняння (II) випливає, що

$$\ln \varphi(x_1, \dots, x_m) = a_{jj} \frac{x_j^2}{2} + \sum_{k \neq j} a_{jk} x_j x_k + c_j(\dots, x_{j-1}, x_{j+1}, \dots).$$

Тому що останній вираз повинен мати вигляд виразу справа при всіх $j = 1, \dots, m$, то

$$\ln \varphi(x_1, \dots, x_m) = \frac{1}{2} \sum_{j=1}^m a_{jj} x_j^2 + \sum_{1 \leq j < k \leq m} a_{jk} x_j x_k + \ln C.$$

Отже,

$$\varphi(x_1, \dots, x_m) = C e^{\frac{1}{2} \sum_{j=1}^m a_{jj} x_j^2 + \sum_{1 \leq j < k \leq m} a_{jk} x_j x_k},$$

(12)

де a_{jj}, a_{jk}, C — сталі. З умов (4) випливає, що сталі a_{jj} від'ємні. Позначимо їх через $-\frac{1}{\sigma_j^2}$, $\sigma_j > 0$. Сталу a_{jk} при $j \neq k$ позначимо через $-\frac{z_{jk}}{\sigma_j \sigma_k}$, де $-1 < z_{jk} < 1$ та $z_{jk} = z_{kj}$, оскільки $a_{jk} = a_{kj}$. Тоді формула (12) набуває вигляду

$$\varphi(x_1, \dots, x_m) = C e^{-\frac{1}{2} Q(x_1, \dots, x_m)},$$

де квадратична форма

$$Q(x_1, \dots, x_m) = \sum_{j=1}^m \frac{x_j^2}{\sigma_j^2} + 2 \sum_{1 \leq j < k \leq m} \frac{z_{jk} x_j x_k}{\sigma_j \sigma_k}$$

задається матрицею

$$A = \begin{bmatrix} \frac{1}{\sigma_1^2} & \frac{z_{12}}{\sigma_1 \sigma_2} & \dots & \frac{z_{1m}}{\sigma_1 \sigma_m} \\ \frac{z_{21}}{\sigma_2 \sigma_1} & \frac{1}{\sigma_2^2} & \dots & \frac{z_{2m}}{\sigma_2 \sigma_m} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \frac{z_{m1}}{\sigma_m \sigma_1} & \frac{z_{m2}}{\sigma_m \sigma_2} & \dots & \frac{1}{\sigma_m^2} \end{bmatrix}$$

з визначником

$$|A| = \frac{\begin{vmatrix} 1 & z_{12} & \dots & z_{1m} \\ z_{21} & 1 & \dots & z_{2m} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ z_{m1} & z_{m2} & \dots & 1 \end{vmatrix}}{(\sigma_1 \sigma_2 \dots \sigma_m)^2} = \frac{|B|}{(\sigma_1 \sigma_2 \dots \sigma_m)^2}$$

Сталу C визначаємо з умови

$$\int_{-\infty}^{\infty} \dots \int_{-\infty}^{\infty} \varphi(x_1, \dots, x_m) dx_m \dots dx_1 = 1.$$

Тоді маємо

$$C = \sqrt{\frac{|A|}{(2\pi)^m}}.$$

Таким чином, густина розподілу ймовірностей компонент m -вимірної випадкової похибки

$$\varphi(x_1, \dots, x_m) = \frac{\sqrt{|B|}}{(2\pi)^{\frac{m}{2}} \sigma_1 \dots \sigma_m} e^{-\frac{1}{2} \sum_{j=1}^m \frac{x_j^2}{\sigma_j^2} - \sum_{1 \leq j < k \leq m} \frac{z_{jk} x_j x_k}{\sigma_j \sigma_k}}, \quad (I3)$$

$$-\infty < x_1, \dots, x_m < \infty, (\sigma_1 > 0, \dots, \sigma_m > 0; -1 < z_{jk} < 1).$$

Виконання достатніх умов максимуму функції (6) при $\varphi(\cdot, \dots, \cdot)$, визначеній формулою (I3), перевіряється безпосередньо.

Якщо похибку $(x_1, \dots, x_m)$ виразити через номінальне значення $(a_1, \dots, a_m)$: $x_1 = \chi_1 - a_1, \dots, x_m = \chi_m - a_m$, то густина (I3) набуде вигляду

$$\varphi(\chi_1, \dots, \chi_m) = \frac{\sqrt{|B|}}{(2\pi)^{\frac{m}{2}} \sigma_1 \dots \sigma_m} e^{-\frac{1}{2} \sum_{j=1}^m \frac{(\chi_j - a_j)^2}{\sigma_j^2} - \sum_{1 \leq j < k \leq m} \frac{z_{jk} (\chi_j - a_j)(\chi_k - a_k)}{\sigma_j \sigma_k}} \quad (I4)$$

$$-\infty < \chi_1, \dots, \chi_m < \infty, (-\infty < a_1, \dots, a_m < \infty; \sigma_1 > 0, \dots, \sigma_m > 0; -1 < z_{jk} < 1).$$

Наведемо вираз густини m -вимірної нормальної випадкової змінної у вигляді [3]

$$\rho(x_1, \dots, x_m) = \frac{1}{(2\pi)^{\frac{m}{2}} \Delta_1 \dots \Delta_m \sqrt{D}} e^{-\frac{1}{2D} \left\{ \sum_{j=1}^m D_{jj} \frac{x_j^2}{\Delta_j^2} + 2 \sum_{1 \leq j < k \leq m} D_{jk} \frac{x_j x_k}{\Delta_j \Delta_k} \right\}}, \quad (I5)$$

де

$$D = \begin{vmatrix} 1 & \rho_{12} & \dots & \rho_{1m} \\ \rho_{21} & 1 & \dots & \rho_{2m} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \rho_{m1} & \rho_{m2} & \dots & 1 \end{vmatrix}, \quad -1 < \rho_{ij} < 1;$$

D_{ij} - відповідний мінор визначника D ; $\Delta_1, \dots, \Delta_m$ - стандартні відхилення; ρ_{ij} - кореляції, що характеризують лінійну залежність між компонентами.

Порівнюючи (I3) з (I5), бачимо, що m -вимірний випадковий похибка нормально розподілена. Зокрема, при $m = 2$ з виразу (I5) дістаємо густину похибки розміщення точки на площині

$$\varphi(x, y) = \frac{1}{2\pi \Delta_1 \Delta_2 \sqrt{1 - \rho^2}} e^{-\frac{1}{2(1 - \rho^2)} \left(\frac{x^2}{\Delta_1^2} + 2\rho \frac{xy}{\Delta_1 \Delta_2} + \frac{y^2}{\Delta_2^2} \right)}, \quad (I6)$$

$$-\infty < x, y < \infty, (\Delta_1 > 0, \Delta_2 > 0, -1 < \rho < 1).$$

Вираз (I6) в іншій модифікації наявний у праці [1]. При $m = 1$ з виразу (I4) одержуємо густину похибки незалежних вимірювань,

виконаних в однакових умовах, без систематичної похибки та з однаковою точністю

$$\varphi(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-a)^2}{2\sigma^2}},$$

$$-\infty < x < \infty, (-\infty < a < \infty, \sigma > 0), \quad (I7)$$

де a - номінальне значення вимірюваної величини; σ - характеризує точність або прецизійність вимірювань. Вираз (I7) в іншій модифікації вивів Гаус у праці [2].

1. Bertrand J. Calcul des probabilités. Paris, 1888.-332p.
2. Gauss C.F. Theoria motus corporum coelestium. Hamburg, 1809.-227s.
3. Yule G.U., Kendall M.G. Wstęp do teorii statystyki. Warszawa, 1966.-684s.

Стаття надійшла до редколегії 05.03.84

УДК 517.512

В.Й.Гукевич

НЕРІВНІСТЬ ТИПУ БЕССЕЛЯ І РІВНІСТЬ ТИПУ ПАРСЕВАЛЯ
ДЛЯ СИСТЕМ ФУНКЦІЙ МАЙЖЕ ОРТОГОНАЛЬНИХ НА ВСІЙ ОСІ

Нехай $\tilde{L}_2(-\infty, \infty)$ - простір функцій, заданих на всій осі,
для яких

$$\lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{2T} \int_{-T}^T f^2(t) dt < \infty.$$

Систему функцій $\{\varphi_i(t)\}$ назвемо майже ортогональною за Белманом в $\tilde{L}_2(-\infty, \infty)$, якщо

$$\lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{2T} \int_{-T}^T \varphi_i^2(t) dt = 1, \quad i=1,2,\dots$$