

В. В. ГНЄДЕНКО

ПРО ЕЛІПСОЇДИ РОЗСИЮВАННЯ

Хай буде дана послідовність

$$\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n, \dots \quad (1)$$

взаємно незалежних випадкових векторів в k -мірному евклідовому просторі, розподілених за одним і тим самим нормальним законом. Відомо, що щільність розподілу ймовірностей для k -мірного нормального закону має вигляд:

$$p(x_1, x_2, \dots, x_k) = ce^{-\frac{1}{2} Q(x_1, x_2, \dots, x_k)} \quad (2)$$

де

$$Q(x_1, x_2, \dots, x_k) = \sum_{i,j=1}^k a_{ij} (x_i - a_i) (x_j - a_j)$$

невід'ємна квадратична форма, c, a_{ij} і a_i — дійсні постійні.

Ми обмежимося надалі розглядом тільки невинроджених розподілів, тобто таких, для яких ранг квадратичної форми Q дорівнює k . Для невинроджених розподілів квадратична форма Q анулюється тільки в точці $x_1 = a_1, x_2 = a_2, \dots, x_k = a_k$. k -мірні еліпсоїди

$$\sum_{i,j=1}^k a_{ij} (x_i - a_i) (x_j - a_j) = R^2,$$

де R є дійсна постійна, мають назву еліпсоїдів розсіювання, які для скорочення будемо позначати через $G(R)$. На поверхні еліпсоїда $G(R)$ функція $p(x_1, x_2, \dots, x_k)$ зберігає постійне значення.

Ймовірність того, що кінець вектора ξ , розподіленого за законом (2), буде належати еліпсоїдові $G(R)$, дорівнює

$$P(R) = P\{\xi \in G(R)\} = \int \dots \int_{G(R)} p(x_1, x_2, \dots, x_k) dx_1 dx_2 \dots dx_k.$$

[illegible]
$$P(R) = c \int_0^\pi \int_0^{2\pi} \dots \int_0^{2\pi} \int_0^z e^{-\frac{1}{2}r^2g} \left| \frac{d(x_1, \dots, x_l)}{d(r\varphi_1, \dots, \varphi_{k-1})} \right| dr d\varphi_1 \dots d\varphi_{k-1},$$
$$s = \sum_{i,j=1}^k a_{ij} \frac{x_i - a_i}{r} \cdot \frac{x_j - a_j}{r}$$
$$z = \frac{R}{V_s}$$
$$\frac{d(x_1, x_2, \dots, x_k)}{d(r, \varphi_1, \dots, \varphi_{k-1})} = r^{k-1} I,$$

Заміною

$$t = r \sqrt{s}$$

$$P(R) = A \int_0^R e^{-\frac{1}{2}t^2} t^{k-1} dt, \quad (4)$$
$$A = c \int_0^\pi \int_0^{2\pi} \dots \int_0^{2\pi} s^{-\frac{1}{2}k} Id\varphi_1 \dots d\varphi_{k-1}. \quad (5)$$

Для обчислення постійної A немає потреби вираховувати інтеграл (5), тому що її значення визначається з умови $P(+\infty) = 1$.

Л. Д. У. Е. Н. А.

Маємо

$$A = \frac{1}{\int_0^\infty e^{-\frac{t^2}{2}} t^{k-1} dt} = \frac{1}{(\sqrt{2})^{k-2} \Gamma\left(\frac{k}{2}\right)}. \quad (6)$$

Ця стаття присвячена доведенню слідуєчого:

Теорема. Існує така послідовність постійних R_n , для якої при $n \rightarrow \infty$ мають місце такі співвідношення:

1. Ймовірність того, що вектори $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n$ приймуть значення, які знаходяться в середині еліпсоїда $G(R_n + \varepsilon)$, прямує до 1 при довільному $\varepsilon > 0$.

2. Ймовірність того, що значення принаймні одного вектора $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n$ вийде з еліпсоїду $G(R_n - \varepsilon)$ прямує до 1 при довільному $\varepsilon > 0$.

3. Ймовірність того, що значення принаймні одного вектора $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n$ вийде з еліпсоїду $G(R_n - \varepsilon)$ через сектор $(\varphi_1, \varphi_1 + \theta_1; \varphi_2, \varphi_2 + \theta_2; \dots; \varphi_k, \varphi_k + \theta_k)$ при довільних $\theta_1 > 0, \theta_2 > 0 \dots \theta_k > 0$ і $\varphi_1, \varphi_2, \dots, \varphi_k$, і при довільному $\varepsilon > 0$, прямує до одиниці.

4. $R_n = \sqrt{2 \lg n}$.

Доведення. З рівності

$$\int_R^\infty t^{k-1} e^{-\frac{1}{2} t^2} dt = R^{k-2} e^{-\frac{1}{2} R^2} + (k-2) \int_R^\infty t^{k-3} e^{-\frac{1}{2} t^2} dt$$

заключаємо, що при $R \rightarrow \infty$ має місце співвідношення

$$1 - P(R) = A \int_R^\infty t^{k-1} e^{-\frac{1}{2} t^2} dt = A R^{k-2} e^{-\frac{1}{2} R^2} (1 + o(1)). \quad (7)$$

За теоремою множення ймовірність того, що в середину еліпсоїда $G(R_n + \tau)$ попадуть значення всіх векторів, $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n$ дорівнює

$$\begin{aligned} P^n(R_n + \tau) &= \left[1 - A (R_n + \tau)^{k-2} e^{-\frac{1}{2} (R_n + \tau)^2} (1 + o(1)) \right]^n = \\ &= \left[1 - \frac{\alpha(n)}{n} \right]^n, \end{aligned} \quad (8)$$

де (при $R_n = \sqrt{2 \lg n}$)

$$\lg \alpha(n) = -\sqrt{2 \lg n} \left(\frac{\tau}{2} - (-k-2) \frac{\lg \sqrt{2 \lg n}}{\sqrt{2 \lg n}} + \lg A(1 + o(1)) \right).$$

Звідси виводимо, що при довільному $\tau = \varepsilon > 0$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \lg \alpha(n) = -\infty$$

і при $\tau = -\varepsilon < 0$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \lg \alpha(n) = +\infty.$$

З (8) ми, таким чином, знаходимо, що при довільному $\varepsilon > 0$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P^n(R_n + \varepsilon) = 1$$

і

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P^n(R_n - \varepsilon) = 0.$$

Ці співвідношення, очевидно, завершують доведення двох перших частин теореми.

Позначимо через σ_n частину сектора $(\varphi_1, \varphi_1 + \theta_1; \dots, \varphi_{k-1}, \varphi_{k-1} + \theta_{k-1})$, зовнішню до еліпсоїду $G(R_n - \varepsilon)$. Ймовірність вектора ξ прийняти значення, що знаходиться в σ_n , дорівнює

$$\begin{aligned} P(\sigma_n) &= \int_{\sigma_n} \dots \int p(x_1 \dots x_k) dx_1 \dots dx_k = \\ &= \int_{\varphi_{k-1}}^{\varphi_{k-1} + \theta_{k-1}} \dots \int_{\varphi_1}^{\varphi_1 + \theta_1} \int_{\frac{R_n - \varepsilon}{V_s}}^{\infty} c e^{-\frac{1}{2} r^2 s} r^{k-1} Idr d\varphi_1 \dots d\varphi_{k-1} = \\ &= B \int_{R_n - \varepsilon}^{\infty} e^{-\frac{1}{2} t^2} t^{k-1} dt, \end{aligned} \quad (9)$$

де величина

$$B = c \int_{\varphi_{k-1}}^{\varphi_{k-1} + \theta_{k-1}} \dots \int_{\varphi_1}^{\varphi_1 + \theta_1} s^{-\frac{1}{2}k} Id\varphi_1 \dots d\varphi_{k-1}$$

не залежить від R_n та ε . Тому що $P(\sigma_n) > 0$, якщо тільки $\prod_{i=1}^k \theta_i > 0$, то також $B > 0$.

Ймовірність того, що в σ_n не попаде жодне значення векторів $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n$, дорівнює

$$(1 - P(\sigma_n))^n.$$

Згідно (9) і (7) знаходимо, що

$$(1 - P(\sigma_n))^n = \left[1 - \frac{1}{n} \beta(n) \right]^n,$$

де

$$\lg \beta(n) = \sqrt[2]{2 \lg n} \left(\frac{\varepsilon}{2} + (k-2) \frac{\lg \sqrt{2 \lg n}}{\sqrt{2 \lg n}} \right) + \lg B(1 + o(1)).$$

Поскольку $\lg \beta_n \rightarrow \infty$ при $n \rightarrow \infty$, то

$$\lim_{n \rightarrow \infty} (1 - P(\sigma_n))^n = 0,$$

що й треба було довести.

Б. В. ГНЕДЕНКО. ОБ ЭЛЛИПСОИДАХ РАССЕЙВАНИЯ

Резюме

Пусть $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n, \dots$ взаимно независимые случайные векторы в k -мерном пространстве, распределенные по одному и тому же невырожденному нормальному закону с плотностью распределения (2).

Обозначим через $G(R)$ гиперэллипсоид

$$\sum_{i,j=1}^n a_{ij} (x_i - a_i) (x_j - a_j) = R^2.$$

В статье доказана следующая теорема.

Т е о р е м а. Существует такая последовательность постоянных R_n , для которой при $n \rightarrow \infty$ имеют место следующие соотношения:

1) вероятность того, что все векторы $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n$ примут значения, находящиеся внутри эллипсоида $G(R_n + \varepsilon)$, стремится к 1 при любом ε ;

2) вероятность того, что значение хотя бы одного вектора $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n$ окажется вне эллипсоида, $G(R_n - \varepsilon)$, стремится к 1 при любом $\varepsilon > 0$;

3) вероятность того, что значение хотя бы одного вектора $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n$ выйдет из эллипсоида $G(R_n - \varepsilon)$ через сектор $(\varphi_1, \varphi_1 + \theta_1; \varphi_2, \varphi_2 + \theta_2; \dots; \varphi_k, \varphi_k + \theta_k)$ при любых $\varphi_1, \varphi_2, \dots, \varphi_k$ и $\theta_1 > 0, \theta_2 > 0, \dots, \theta_k > 0$ и $\varepsilon > 0$, стремится к 1;

4) $R_n = \sqrt[2]{2 \lg n}$.