

І.Д.Квіт, В.М.Косарчук
 ЗВОРОТНА ФОРМУЛА ДЛЯ ЗОБРАЖЕННЯ
 ВИПАДКОВОГО ВЕКТОРА

Нехай невід'ємний випадковий вектор $\xi = (\xi_1, \dots, \xi_n)$ має функцію розподілу ймовірностей $F(t) = F(t_1, \dots, t_n)$. Позначимо Π - вимірний інтервал у першому гіпероктанти R_n^{++}

$$R_n^{++} = \{t_k \geq 0, k=1, \dots, n\}$$

/1/

через I_n

$$I_n = \{a_k < t_k \leq b_k; k=1, \dots, n\}, 0 \leq a_k < b_k \leq \infty.$$

/2/

Припуст F - вимірно неспадкої функції розподілу на інтервалі I_n виражається формулю [1]

$$F(b_1, \dots, b_n) = \sum_{k=1}^n F(b_1, \dots, a_k, \dots, b_n) + \sum_{1 \leq j < k \leq n} F(b_j, \dots, a_j, \dots, a_k, \dots, b_n) - \dots + (-1)^{n-k+1} F(a_1, \dots, a_n) = \int dF(t) = P(\xi \in I_n). \quad /3/$$

Зображення випадкового вектора ξ

$$\varphi(z_1, \dots, z_n) = \int \dots \int e^{-z_1 t_1 - \dots - z_n t_n} dF(t_1, \dots, t_n) \quad /4/$$

є аналітичною функцією принаймені в n -вимірній півплощині

$$S_n = \{Re z_k > 0; k=1, \dots, n\}$$

/5/

Π - вимірного комплексного простору C_n [2]. Інтеграл /4/ розуміємо у сенсі Радона-Стільтъєса.

Означення. Інтервальним обмежником у R_n^{++} називаємо довільну функцію, яка на інтервалі $I_n \in R_n^{++}$ дорівнює одиниці, а зовні нього - нуль.

Наприклад, інтервальним обмежником у R_n^{0+} є вираз

$$R_n^{0+}(a, b) = \prod_{k=1}^n \frac{1}{2\pi i} \int_{C_k - i\infty}^{C_k + i\infty} \frac{e^{(b_k - t_k + 0)z_k} - e^{(a_k - t_k + 0)z_k}}{z_k} dz_k =$$

$$= \prod_{k=1}^n \left\{ \begin{array}{l} 0, 0 < t_k \leq a_k, t_k > b_k \\ 1, a_k < t_k \leq b_k \end{array} \right\} = \prod_{k=1}^n \frac{\text{Sgn}(t_k - a_k - 0) - \text{Sgn}(t_k - b_k - 0)}{2},$$

$$(C_k > 0; k = 1, 2, \dots, n). \quad /6/$$

Зворотна формаула. Нехай незід'єнний випадковий вектор ξ має зображення /4/ в n -вимірній півплощі /5/. Тоді приріст функції розподілу /3/ вектора ξ на інтервалі /2/ з області /1/ виражається формулю

$$\mathcal{P}(\xi \in J_n) = \int \dots \int \prod_{k=1}^n \frac{e^{(b_k + 0)z_k} - e^{(a_k + 0)z_k}}{2\pi i z_k} \varphi(z_1, \dots, z_n) dz_1 \dots dz_n,$$

де $C_k > 0; k = 1, \dots, n$. Інтеграл /7/ розуміється у сенсі головного значення Коші.

Доведення. Коли врахувати /4/, то правий бік /7/ можна записати у вигляді $2n$ -кратного інтеграла

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \int \dots \int \prod_{k=1}^n \frac{e^{(b_k + it_k)z_k} - e^{(a_k + it_k)z_k}}{2\pi i z_k} \int_0^\infty \int_0^\infty \dots \int_0^\infty e^{-zt_1 - \dots - zt_n} dF(t_1, \dots, t_n) \times dz_1 \dots dz_n,$$

де $\tau = (t_1, \dots, t_n)$. Оскільки у виразі /8/ інтегали відносно $t = (t_1, \dots, t_n) \in R_n^{0+}$ абсолютно збігаються для $z = (z_1, \dots, z_n)$ із n -вимірної півплощі /5/ і, зокрема, на сукупності прямих $Z_n = \{Re z_k = C_k > 0; k = 1, \dots, n\}$, а рідностро $z = (z_1, \dots, z_n)$ межі інтегрування скінчені, то переставимо черговість інтегрування. Дістаємо

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \int_0^\infty \int_0^\infty \left\{ \prod_{k=1}^n \frac{1}{2\pi i} \int_{C_k - it_k}^{C_k + it_k} \frac{e^{(b_k - t_k + 0)z_k} - e^{(a_k - t_k + 0)z_k}}{z_k} dz_k \right\} dF(t_1, \dots, t_n). \quad /9/$$

Границя добутку внутрішніх інтегралів /9/ існує та збігається з /6/. Отже, маємо

$$\int_0^\infty \dots \int_{R_n}^{R_n + \delta} [a, b] dF(t_1, \dots, t_n) = \int dF(t) = P(\xi \in I_n) -$$

лівий бік /7/. Зворотна формула /7/ доведена.

Безпосереднім наслідком зворотної формули /7/ є n -вимірна теорема єдності. Зображення /4/ в n -вимірній п'ятивимірності /5/ однозначно визначає свою функцію розподілу $F(t)$, причому

$$F(t_1, \dots, t_n) = \lim_{\alpha \rightarrow 0} \frac{1}{(2\pi i)^n} \int_0^\infty \dots \int_{R_n}^{R_n + i\alpha} \frac{e^{t_1 z_1} \dots e^{t_n z_n}}{z_1 - a_1 \dots z_n - a_n} \varphi(z_1, \dots, z_n) dz_1 \dots dz_n, \quad /10/$$

де $a = (a_1, \dots, a_n)$, $t_k > 0$; $k = 1, \dots, n$.

Для доведення співвідношення /10/ досить у зворотній формулі /7/ замість b_k прийняти t_k , та спрямувати a_k до нуля для всіх $k = 1, \dots, n$.

Формальним посереднім наслідком зворотної формули /7/ є зворотна формула для густини. Якщо невід'ємний вигадковий вектор ξ абсолютно неперервний та має густину $f(t_1, \dots, t_n)$, то /4/ набирає вигляду

$$\varphi(z_1, \dots, z_n) = \int_0^\infty \dots \int_0^\infty e^{-z_1 t_1 - \dots - z_n t_n} f(t_1, \dots, t_n) dt_1 \dots dt_n, \quad (z_1, \dots, z_n) \in S_n \cup U$$

і зі співвідношення /10/ вістасмо у точках існування густини

$$f(t_1, \dots, t_n) = \frac{1}{(2\pi i)^n} \int_0^\infty \dots \int_{R_n}^{R_n + i\alpha} e^{t_1 z_1 + \dots + t_n z_n} \varphi(z_1, \dots, z_n) dz_1 \dots dz_n. \quad /12/$$

Відзначимо, що формули /11/ і /12/ наявні у праці [2].

Продемонструємо формули /10/ та /12/ прикладами.

Знайти функцію розподілу ймовірностей, відповідну зображенню

$$\varphi(z_1, z_2) = (1 + p(e^{z_1} - 1) + q(e^{z_2} - 1))^n, \quad 0 < p, q < 1, \quad p+q < 1; \quad n = 1, 2, \dots$$

За формулю /10/ запишуємо

$$F(t_1, t_2) = \lim_{\alpha_1 \rightarrow 0} \frac{1}{2\pi i} \int_{C_1-i\infty}^{C_1+i\infty} \frac{e^{\alpha_1 z_1} e^{(a_1+0)z_1}}{z_1} \lim_{\alpha_2 \rightarrow 0} \frac{1}{2\pi i} \int_{C_2-i\infty}^{C_2+i\infty} \frac{e^{\alpha_2 z_2} e^{(a_2+0)z_2}}{z_2} \times \\ \times ((1-p-q+p\bar{e}^{-z_1}) + q\bar{e}^{-z_2}) dz_2 dz_1.$$

Оскільки

$$\left\{ \right\} = \sum_{\ell=0}^n C_n q^\ell (1-p-q+p\bar{e}^{-z_1})^{\ell} \lim_{\alpha_2 \rightarrow 0} \frac{1}{2\pi i} \int_{C_2-i\infty}^{C_2+i\infty} \frac{e^{\alpha_2 z_2} e^{(a_2-\ell+0)z_2}}{z_2} dz_2$$

при $C > 0$

$$\frac{1}{2\pi i} \int_{C-i\infty}^{C+i\infty} \frac{e^{\alpha_2 z_2}}{z_2} dz_2 = \begin{cases} 1, & \alpha_2 > 0, \\ 0, & \alpha_2 < 0, \end{cases} \quad /13/$$

тоді

$$\left\{ \right\} = \sum_{\ell=0}^{[t_2]} C_n q^\ell (1-p-q+p\bar{e}^{-z_1})^{\ell} = \sum_{\ell=0}^{[t_2]} C_n q^\ell \sum_{k=0}^{n-\ell} C_k^{n-\ell} p^k \bar{e}^{k-z_1} (1-p-q)^{n-\ell-k}$$

і отже,

$$F(t_1, t_2) = \sum_{\ell=0}^{[t_2]} C_n q^\ell \sum_{k=0}^{n-\ell} C_{n-\ell}^k p^k (1-p-q)^{n-\ell-k} \lim_{\alpha_1 \rightarrow 0} \frac{1}{2\pi i} \int_{C_1-i\infty}^{C_1+i\infty} \frac{e^{\alpha_1 z_1} e^{(a_1-k+0)z_1}}{z_1} dz_1.$$

Звідси, знову враховуючи співвідношення /13/, дістамо

$$F(t_1, t_2) = \sum_{k=0}^{[t_1]} \sum_{\ell=0}^{[t_2]} \frac{n!}{k! \ell! (n-k-\ell)!} p^k q^\ell (1-p-q)^{n-k-\ell}, \quad 0 \leq [t_1] + [t_2] \leq n$$

функцію розподілу двовимірного біномного вектора [3].

Знайдемо густину розподілу ймовірностей, відповідну зображеню

$$\Psi(z_1, z_2) = \left(\frac{d\beta(1-\tau^2)}{(d+(1-\tau^2)z_1)(\beta+(1-\tau^2)z_2 - d\beta\tau^2)} \right)^{\frac{1}{\gamma}}, \quad d>0, \beta>0, \gamma>0, 0<\tau<1.$$

За формулово /12/ записуємо

$$f(t_1, t_2) = f(\alpha\beta) \frac{1}{2\pi i} \int_{C_1-i\infty}^{C_1+i\infty} e^{t_1 z_1} \left\{ \int_{C_2-i\infty}^{C_2+i\infty} \frac{e^{\frac{\alpha\beta}{2} z_2}}{(z_2 + \frac{\beta}{1-z^2} - \frac{\alpha\beta t_2}{1-z^2} \cdot \frac{1}{d+(1-z^2)z_2})^v} dz_2 \right\} dz_1.$$

Оскільки

$$\left\{ \int_{C_2-i\infty}^{C_2+i\infty} \frac{e^{\frac{\alpha\beta}{2} z_2}}{(z_2 + \frac{\beta}{1-z^2} - \frac{\alpha\beta t_2}{1-z^2} \cdot \frac{1}{d+(1-z^2)z_2})^v} dz_2 = \frac{t_2^{\frac{\alpha\beta}{2}}}{\Gamma(v)} e^{\frac{\alpha\beta t_2}{1-z^2}} \sum_{j=0}^{\infty} \frac{(\frac{\alpha\beta t_2}{1-z^2})^j}{j!} \frac{1}{d+(1-z^2)z_2}$$

та

$$\frac{1}{2\pi i} \int_{C_1-i\infty}^{C_1+i\infty} e^{t_1 z_1} \int_{C_2-i\infty}^{C_2+i\infty} \frac{e^{\frac{\alpha\beta}{2} z_2}}{(z_2 + \frac{\beta}{1-z^2})^v} dz_2 dz_1 = \frac{t_1^{\frac{\alpha\beta}{2}-1}}{\Gamma(v+1)} e^{-\frac{dt_1}{1-z^2}},$$

то густинна

$$f(t_1, t_2) = \frac{(\alpha\beta)^v (t_1, t_2)}{(1-z^2)^v \Gamma(v)} \frac{t_1^{\frac{\alpha\beta}{2}-1} - \frac{dt_1 + \beta t_2}{1-z^2}}{e^{-\frac{dt_1 + \beta t_2}{1-z^2}}} \sum_{j=0}^{\infty} \frac{(\frac{\alpha\beta t_2}{1-z^2})^j}{j! \Gamma(v+j)} = \\ = \frac{(\alpha\beta)^{\frac{v+1}{2}}}{(1-z^2)^{\frac{v-1}{2}} \Gamma(v)} \frac{-\frac{dt_1 + \beta t_2}{1-z^2}}{(t_1 t_2)^{\frac{v-1}{2}}} J_{\frac{v-1}{2}} \left(\frac{2\sqrt{\alpha\beta t_1 t_2}}{1-z^2} \right),$$

$$t_1 > 0, t_2 > 0.$$

Це густинна двовимірного гама розподілу [3].

Список літератури: І. К в і т. І.Д. Уточнення зворотної формули для характеристичної функції випадкового вектора. - Вісн. Львів. ун-ту, сер. мех.-мат., 1971, вип.6, 2. К в і т І.Д. Зображення випадкового вектора. - Вісн. Львів. ун-ту, сер. мех.-мат., 1972, вип. 7. 3. Mardia K.V. Families of bivariate distributions. Z., 1970.

Стаття надійшла до редколегії 26.01.82