

Л. Г. ВЕТРОВ, канд. физ.-мат. наук,  
МВТУ им. Н. Э. Баумана

### БИЛИНЕЙНЫЕ РАЗЛОЖЕНИЯ ДВУМЕРНЫХ ВЕРОЯТНОСТНЫХ ПЛОТНОСТЕЙ ПО ОРТОГОНАЛЬНЫМ МНОГОЧЛЕНАМ

Пусть  $f(x)$  — плотность распределения вероятностей некоторой случайной величины. Рассмотрим последовательность многочленов  $\{F_k(x), k=0, 1, \dots\}$ , получаемую из последовательности  $\{x^k, k=0, 1, \dots\}$  в процессе ортогонализации с весовой функцией  $f(x)$ . Таким образом,  $F_k(x)$  — многочлен степени  $k$  и

$$\int_{-\infty}^{+\infty} x^l F_k(x) dx = 0, \quad k=0, 1, \dots, l=0, 1, \dots, k-1; \quad (1)$$

$$\int_{-\infty}^{+\infty} F_k(x) F_l(x) f(x) dx = \delta_{k,l}, \quad k, l=0, 1, \dots, \quad (2)$$

где  $\delta_{k,l}$  — символ Кронекера.

Введем класс функций  $g(x, y)$ , допускающих представление

$$g(x, y) = f(x) f(y) \left( 1 + \sum_{k=1}^{\infty} \mu_k F_k(x) F_k(y) \right), \quad (3)$$

где  $\mu_k$  (для удобства считаем  $\mu_0 = 1$ ),  $k=0, 1, \dots$  — вещественные коэффициенты, подчиненные условию

$$\sum_{k=0}^{\infty} \mu_k^2 < \infty, \quad (4)$$

которое гарантирует сходимость в среднем ряде (3).

В работе [1] был поставлен следующий вопрос: при каких ограничениях коэффициентов  $\{\mu_k\}$  функция  $g(x, y)$ , заданная разложением (3), является двумерной вероятностной плотностью (ДМВП) с мартингальными плотностями  $f(x)$  и  $f(y)$ ?

Ответ в случае, когда  $f(x)$  — плотность нормального распределения, можно найти в работе [2], а в случае, когда  $f(x)$  — плотность гамма распределения, — в статье [3].

В данной статье приведем необходимое и достаточное условие возможности представления (3) в случае, когда  $f(x)$  — ряд распределения Пуассона, а также необходимые условия в общем случае.

**Необходимые условия.** Пусть  $g(x, y)$  допускает разложение (3). Тогда

$$\int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} g(x, y) dx dy = 1, \quad \int_{-\infty}^{+\infty} g(x, y) dx = f(y), \quad \int_{-\infty}^{+\infty} g(x, y) dy = f(x).$$

**Лемма.** Функция  $g(x, y)$ , допускающая разложение (3), является ДМВП с мартингальными плотностями  $f(x)$  и  $f(y)$  тогда и только тогда, когда  $g(x, y) \geq 0$  при всех действительных  $x$  и  $y$ .

Если  $g(x, y)$  — ДМВП, то  $\mu_k$  — коэффициент корреляции между случайными величинами  $F_k(\xi)$  и  $F_k(\eta)$ , где  $(\xi, \eta)$  — случайный вектор, имеющий плотность распределения вероятностей  $g(x, y)$ . Поэтому мы ограничимся наборами  $\{\mu_k\}$  с  $|\mu_k| \leq 1$ . Пусть многочлен  $F_k(x)$  имеет вид

$$F_k(x) = h_k^{(k)} x^k + h_{k-1}^{(k)} x^{k-1} + \dots + h_0^{(k)}, \quad (5)$$

тогда

$$x^k = (h_k^{(k)})^{-1} F_k(x) + a_{k-1}^{(k)} F_{k-1}(x) + \dots + a_0^{(k)}, \quad (6)$$

где  $a_i^{(k)}$ ,  $i = 0, 1, \dots, k-1$  — некоторые действительные коэффициенты.

Через  $g(x|y)$  обозначим условную плотность распределения случайной величины  $\xi$  при условии, что  $\eta = y$  (напомним, что случайный вектор  $(\xi, \eta)$  имеет ДМВП  $g(x, y)$ ). Ясно, что

$$g(x|y) = f(x) \left( 1 + \sum_{k=1}^{\infty} \mu_k F_k(x) F_k(y) \right). \quad (7)$$

Учитывая (1), (2), (5) — (7), получаем

$$\begin{aligned} M(\xi^k | \eta = y) &= \int_{-\infty}^{+\infty} x^k g(x|y) dx = \int_{-\infty}^{+\infty} x^k f(x) \left( 1 + \sum_{k=1}^{\infty} \mu_k F_k(x) F_k(y) \right) dx = \\ &= \mu_k (h_k^{(k)})^{-1} F_k(y) + \mu_{k-1} a_{k-1}^{(k)} F_{k-1}(y) + \dots + a_0^{(k)} = \mu_k y^k + \\ &\quad + b_{k-1}^{(k)} y^{k-1} + \dots + b_0^{(k)}, \end{aligned} \quad (8)$$

где  $b_i^{(k)}$ ,  $i = 0, 1, \dots, k-1$  — некоторые коэффициенты.

Напомним, что последовательность  $\{\mu_k, k = 0, 1, \dots\}$  будет решением проблемы моментов на отрезке  $[a, b]$ , если найдется такая функция распределения вероятностей  $G(t)$ , что

$$G(a) = 0, \quad G(b) = 1, \quad \mu_k = \int_a^b t^k dG(t), \quad k = 0, 1, \dots \quad (9)$$

**Теорема 1.** Пусть  $f(x)$  удовлетворяет условию

$$f(x) = 0 \quad \text{при } x < 0 \quad \text{и} \quad f(x) > 0 \quad \text{при } x > 0. \quad (10)$$

Если функция  $g(x, y)$ , допускающая представление (3), является ДМВП, то  $\{\mu_k\}$  — решение проблемы моментов на  $[0, 1]$ .

**Доказательство.** Известно [4], что  $\{\mu_k\}$  будет решением проблемы моментов на  $[0, 1]$  в том, и только в том случае, если

$$\Delta^n \mu_k \geq 0, \quad n, k = 0, 1, \dots, \quad (11)$$

где

$$\Delta^n \mu_k = \Delta^{n-1} \mu_k - \Delta^{n-1} \mu_{k+1}, \quad \Delta^0 \mu_k = \mu_k. \quad (12)$$

Заметим, что

$$\Delta^n \mu_k = \sum_{i=0}^n (-1)^i C_n^i \mu_{k+i}. \quad (13)$$

Если вектор  $(\xi, \eta)$  имеет ДМВП  $g(x, y)$ , то из условия (10) следует, что случайные величины  $\xi$  и  $\eta$  неотрицательны п. н. Далее,

$$\mathbf{M} [(\xi/\eta)^k (1 - \xi/\eta)^{2n} | \eta = y] = \sum_{i=0}^{2n} (-1)^i C_{2n}^i \mathbf{M} [(\xi/\eta)^{k+i} | \eta = y]. \quad (14)$$

В силу (8)

$$\lim_{y \rightarrow \infty} \mathbf{M} [(\xi/\eta)^k | \eta = y] = \mu_k, \quad k = 0, 1, \dots \quad (15)$$

Используя (13) — (15), получаем

$$\Delta^{2n} \mu_k \geq 0, \quad n, k = 0, 1, \dots \quad (16)$$

Отметим, что (4) и (13) влекут за собой

$$\lim_{k \rightarrow \infty} \Delta^n \mu_k = 0, \quad n, k = 0, 1, \dots \quad (17)$$

Учитывая (12) и (16), заключаем, что последовательность  $\Delta^{2n+1} \mu_k$  является невозрастающей по  $k$  при  $n = 0, 1, \dots$ . Отсюда с учетом (17) следует  $\Delta^{2n+1} \mu_k \geq 0, n, k = 0, 1, \dots$ . Но это неравенство вместе с (16) дает (11).

**Теорема 2.** Пусть

$$f(x) > 0 \text{ при всех } x \in (-\infty, +\infty). \quad (18)$$

Если функция  $g(x, y)$ , допускающая представление (3), является ДМВП, то последовательность  $\{\mu_k\}$  есть решение проблемы моментов на отрезке  $[-1, 1]$ .

**Доказательство.** Последовательность  $\{\mu_k\}$  будет решением проблемы моментов на отрезке  $[-1, 1]$  в том, и только в том случае, если последовательность  $\{v_k\}$  — решение проблемы моментов на отрезке  $[0, 1]$ , где

$$v_k = 2^{-k} \sum_{i=0}^k C_k^i \mu_i. \quad (19)$$

В силу (13) и (19)

$$\Delta^n v_k = 2^{-(k+n)} \sum_{j=0}^n (-1)^j C_n^j \sum_{i=0}^k C_k^i \mu_{i+j}. \quad (20)$$

Для упрощения выкладок введем обозначение  $A(r, l, k, y) = \mathbf{M} [(\xi/\eta)^r (1 - \xi/\eta)^l (1 + \xi/\eta)^k | \eta = y]$ , где, как и раньше, вектор  $(\xi, \eta)$

имеет ДМВП  $g(x, y)$ . Ясно, что

$$A(2r, 2l, 2k, y) \geq 0, \quad r, l, k = 0, 1, \dots \quad (21)$$

Отсюда  $A(2r, 2l - 1, 2k, y) \geq A(2r + 1, 2l - 1, 2k, y)$ ,  $A(2r, 2l, 2k - 1, y) \geq -A(2r + 1, 2l, 2k - 1, y)$ . Сложим эти неравенства:

$$A(2r, 2l - 1, 2k - 1, y) \geq A(2k + 2, 2l - 1, 2k - 1, y). \quad (22)$$

В силу (15)

$$\lim_{y \rightarrow \infty} A(r, l, k, y) = \sum_{j=0}^l (-1)^j C_l^j \sum_{i=0}^k C_k^i \mu_{r+l+i}.$$

Так как  $\lim_{k \rightarrow \infty} \mu_k = 0$  (что следует из (4)), то

$$\lim_{r \rightarrow \infty} \lim_{y \rightarrow \infty} A(2r, 2l - 1, 2k - 1, y) = 0. \quad (23)$$

Исходя из (22) и (23), заключаем, что последовательность  $A(2r, 2l - 1, 2k - 1, y)$  является невозрастающей по  $r$  и

$$\lim_{y \rightarrow \infty} A(2r, 2l - 1, 2k - 1, y) \geq 0. \quad (24)$$

Переписав неравенства (21) и (24) в виде  $\lim_{y \rightarrow \infty} A(2r, 2l, 2k, y) \geq 0$ ,  $\lim_{y \rightarrow \infty} A(2r, 2l - 1, 2k + 1, y) \geq 0$  и сложив их, получим

$$\lim_{y \rightarrow \infty} A(2r, 2l - 1, 2k, y) \geq 0. \quad (25)$$

Аналогично доказывается неравенство

$$\lim_{y \rightarrow \infty} A(2r, 2l, 2k + 1, y) \geq 0. \quad (26)$$

Неравенства (21), (24) — (26) дают  $\lim_{y \rightarrow \infty} A(2r, l, k, y) \geq 0$ ,  $r, l, k = 0, 1, \dots$ , откуда, учитывая (20), находим

$$\Delta^n v_k = 2^{-(n+k)} \lim_{y \rightarrow \infty} (0, n, k, y) \geq 0.$$

Следовательно,  $\{v_k\}$  — решение проблемы моментов на  $[0, 1]$ , а  $\{\mu_k\}$  — решение проблемы моментов на  $[-1, 1]$ . Теорема доказана.

**Распределение Пуассона.** Пусть

$$f(x) = f(x, a) = a^x e^{-a/x!}, \quad a > 0, \quad x = 0, 1, \dots \quad (27)$$

есть ряд распределения Пуассона. Ортонормированные многочлены в этом случае называются полиномами Пуассона—Шарлье. Будем обозначать их через  $\{q_k(x, a), k = 0, 1, \dots\}$ .

### Теорема 3. Функция

$$q(x, y, a) = f(x, a) f(y, a) \left( 1 + \sum_{k=1}^{\infty} q_k \mu_k(x, a) q_k(y, a) \right)$$

является рядом распределения с мартингалными распределениями (27) тогда, и только тогда, когда последовательность  $\{\mu_k\}$  — решение проблемы моментов на отрезке  $[0, 1]$ .

**Доказательство.** Необходимость устанавливается так же, как и теорема 1.

Предположим, что  $\{\mu_k\}$  — решение проблемы моментов на  $[0, 1]$ . Тогда найдется функция распределения  $G(t)$ , сосредоточенная на  $[0, 1]$  и такая, что  $\mu_k = \int_0^1 t^k dG(t)$ .

Рассмотрим функцию  $g(x, y, a, t) = f(x, a) f(y, a) \sum_{k=0}^{\infty} t^k q_k(x, a) \times$   
 $\times q_k(y, a)$ ,  $0 \leq t \leq 1$ . При  $x > y$  она допускает представление [5]  
 $g(x, y, a, t) = f(x, a) f(y, a) e^{at} (1-t)^{y-x} (t/a)^x \sum_{i=0}^x C_x^i C_y^i i! [(1-t)^2 a/t]^{x-y}$ .

Легко убедиться, что  $g(x, y, a, t) \geq 0$  при  $t \in [0, 1]$  и  $x, y = 0, 1, \dots$ .

Отсюда, учитывая, что  $g(x, y, a) = \int_0^1 g(x, y, a, t) dG(t)$ , получаем

$g(x, y, a) \geq 0$ ,  $x, y = 0, 1, \dots$ , что вместе с леммой завершает доказательство теоремы.

**Некоторые замечания.** А. Условия (10) и (18) могут быть несколько ослаблены. В теореме 2 существенным является то, что  $f(x)$  — плотность распределения вероятностей неограниченной случайной величины. Полностью отбросить эти условия нельзя.

**Пример.** Пусть  $f(x)$  — плотность равномерного распределения на отрезке  $[-1, 1]$ . В этом случае  $F_0(x) = 1$ ,  $F_1(x) = \sqrt{3}x$ ,  $F_2(x) = \sqrt{5}(3x^2 - 1)/2$ .

Рассмотрим функцию  $g(x, y) = 0,25 [1 + \mu_1 3xy + \mu_2 5(3x^2 - 1) \times$   
 $\times (3y^2 - 1)/4]$ . Легко проверить, что при  $\mu_1 \in [-0, 1; 0, 1]$  и  $\mu_2 \in [-0, 1; 0, 1]$  имеет место неравенство  $g(x, y) \geq 0$ ,  $x, y \in [-1, 1]$ .

Таким образом,  $g(x, y)$  является ДМВП. Однако если  $\mu_2 \neq 0$ ,  $\mu_4 = 0$ , то последовательность  $\{\mu_k\}$  не может быть решением моментов.

**Б.** Доказанные нами утверждения относятся к случаю совпадающих мартингалных плотностей. В работе [3] приводятся аналогичные результаты для случая, когда мартингалные плотности являются плотностями гамма-распределения с различными параметрами.

**В.** Теорема 3, а также результаты работ [2 и 3] наводят на мысль, что условия теорем 1 и 2 не только необходимы, но и достаточны. Эта догадка справедлива, если верна следующая гипотеза.

Пусть  $f(x)$  — произвольная положительная вероятностная плотность и  $\{F_k(x), k = 0, 1, \dots\}$  — соответствующая ей последовательность ортогональных многочленов. Тогда

$$\sum_{k=0}^{\infty} t^k F_k(x) F_k(y) \geq 0 \quad (28)$$

при всех  $t \in [-1, 1]$ ,  $x, y \in (-\infty, +\infty)$ .

Для конкретных плотностей  $f(x)$  (нормальное распределение, гамма-распределение, распределение Пуассона) сумма (28) подсчитывается в явном виде, после чего проверяется ее неотрицательность.

1. Ядренко М. И., Леоненко Н. Н. О некоторых нерешенных задачах анализа, комбинаторики и теории вероятностей // *Математика сегодня*. К., 1983. С. 94–110.
2. Сарманов О. В., Братоева З. Н. Вероятностные свойства билинейных разложений по полиномам Эрмита // *Теория вероятностей и ее применения*. 1987. 12, вып. 3. С. 520–531.
3. Griffiths R. C. The canonical correlation coefficients of bivariate gamma distributions // *Ann. Math. Statist.* 1969. 40, N 4. P. 1401–1408.
4. Ахиезер Н. И. Классическая проблема моментов. М., 1961. 310 с.
5. Meixner J. Erzeugende Funktionen der Charlierschen Polynome *Math. Z.* 1938. 44, N 3. S. 531–535.

Поступила в редколлегия 10.11.86

УДК 519.21

В. Л. ГИРКО, д-р физ.-мат. наук, Киев. ун-т,  
А. С. БАБАНИН, инж., Ин-т кибернетики АН УССР

### ОБ ОЦЕНКЕ $G_8$ РЕШЕНИЙ ЭМПИРИЧЕСКИХ СИСТЕМ ЛИНЕЙНЫХ АЛГЕБРАИЧЕСКИХ УРАВНЕНИЙ

Обозначим  $x_\alpha = [I\alpha n + A'A]^{-1} A'b$ ,  $\alpha > 0$  регуляризованное решение системы уравнений  $Ax = b$ , где  $A = (a_{ij})$ ,  $i = \overline{1, n}$ ,  $j = \overline{1, m}$  — матрица коэффициентов,  $x' = (x_1, \dots, x_m)$ ,  $b' = (b_1, \dots, b_n)$ .

$G_8$ -Оценкой решения  $x_\alpha$  назовем выражение

$$G_8 = [I\theta(\alpha)n + X'X]^{-1} X'b, \quad (1)$$

где  $\theta(\alpha)$  — решение уравнения

$$\theta(\alpha) [1 + \sigma^2 a(\theta(\alpha))]^2 + \sigma^2 (1 - mn^{-1})(1 + \sigma^2 a(\theta(\alpha))) = \alpha, \quad (2)$$

$$\alpha > 0, \quad \theta(\alpha) > 0,$$

$$a(\theta(\alpha)) = n^{-1} \text{Sp} [I\theta(\alpha) + n^{-1}X'X]^{-1},$$

$X$  — наблюдение над матрицей  $A$ .

**Теорема.** Пусть элементы  $x_{ij}$  матрицы  $X$  независимы и распределены по нормальным законам  $N(a_{ij}, \sigma^2)$ , векторы  $c \in R^m$  и  $b$  удовлетворяют условию

$$\overline{\lim}_{n \rightarrow \infty} n^{-1} \sum_{k=1}^m |(A'b, \varphi_k)(c, \varphi_k)| < \infty; \quad (3)$$