

## О ПЛАНИРОВАНИИ РЕГРЕССИОННОГО ЭКСПЕРИМЕНТА

В настоящей заметке рассматриваются две задачи о наилучших в определенном смысле оценках коэффициентов линейной комбинации известных функций, когда оценки строятся по методу наименьших квадратов по искаженной «шумом» линейной комбинации, а известные функции могут быть взяты из некоторого множества. Аналогичные задачи рассматриваются в работе [1].

1. Пусть  $X$  — конечномерное пространство непрерывных действительных функций на интервале  $[a, b]$ ,  $\varphi_1(t), \varphi_2(t), \dots, \varphi_m(t)$  — ортонормированный базис в  $X$ ; каждую функцию  $f(t)$  из  $X$  можно представить в виде  $f(t) = \sum_{k=1}^m a_k \varphi_k(t)$ , где  $a_1, a_2, \dots, a_m$  — действительные числа, причем

$$\|f\|^2 = \int_a^b f^2(t) dt = \sum_{k=1}^m a_k^2.$$

Рассмотрим оценки  $\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2, \dots, \hat{\theta}_n$  параметров  $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_n$ , построенные по методу наименьших квадратов по реализации процесса

$$y(t) = \sum_{k=1}^n \theta_k f_k(t) + \xi(t), \quad (1)$$

наблюдаемой на интервале  $[a, b]$ . Процесс  $\xi(t)$  из формулы (1) имеет нулевое среднее и известную непрерывную корреляционную функцию  $r(t, s)$ , а функции  $f_k(t) \in X, k = 1, 2, \dots, n$ .

Нас интересует следующая задача: определить функции  $f_1(t), f_2(t), \dots, f_n(t)$ , принадлежащие множеству  $X$  и удовлетворяющие условию  $\sum_{k=1}^n \|f_k\|^2 \leq R^2$  ( $R > 0, R$  — фиксированное число), так, чтобы сумма дисперсий оценок  $\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2, \dots, \hat{\theta}_n$  была наименьшей.

Легко видеть, что оценки  $\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2, \dots, \hat{\theta}_n$  существуют, если функции  $f_1(t), f_2(t), \dots, f_n(t)$  линейно независимы (предполагаем, что

$m \geq n$ ) и определяются формулой

$$\vec{\hat{\theta}} = G \int_a^b y(t) \vec{f}(t) dt,$$

в которой  $\vec{\hat{\theta}}$  — вектор-столбец оценок  $\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2, \dots, \hat{\theta}_n$ ,  $\vec{f}(t)$  — вектор-столбец из функций  $f_1(t), f_2(t), \dots, f_n(t)$ , а  $G$  — матрица размера  $n \times n$  с элементами

$$g_{ij} = \int_a^b f_i(t) f_j(t) dt, \quad i, j = 1, 2, \dots, n.$$

Пусть  $f_k(t) = \sum_{i=1}^m a_{ki} \varphi_i(t)$ ,  $k = 1, 2, \dots, n$  и  $A$  — матрица размера  $n \times m$  с элементами  $a_{ki}$ ,  $k = 1, 2, \dots, n$ ;  $i = 1, 2, \dots, m$ . Выражения для суммы дисперсий  $\sum_{k=1}^n D^2 \hat{\theta}_k = \Delta^2$  и суммы

$\sum_{k=1}^n \|f_k\|^2$  имеют вид

$$\Delta^2 = \int_a^b \int_a^b r(t, s) [G^{-1} \vec{f}(t)]' [G^{-1} \vec{f}(s)] dt ds = \text{Sp } B \Phi,$$

$$\sum_{k=1}^n \|f_k\|^2 = \text{Sp } A'A = \text{Sp } G,$$

где  $B = A' (AA')^{-2} A$ , а  $\Phi$  — матрица размера  $m \times m$  с элементами

$$\int_a^b \int_a^b r(t, s) \varphi_k(t) \varphi_j(s) dt ds, \quad k, j = 1, 2, \dots, m.$$

Очевидно,  $A'ABA'A = A'A$ ; отметим, что матрица  $A'A$  размера  $m \times m$ , вообще говоря, необратима, так как имеет ранг  $n$ .

Определим теперь минимум величины  $\Delta^2 = \text{Sp } B \Phi$  с матрицей  $B$ , удовлетворяющей соотношению  $A'ABA'A = A'A$ , при условии  $\text{Sp } A'A = \rho^2$ ,  $\rho^2$  — положительное число. Пусть  $C$  — ортогональная матрица, приводящая матрицу  $\Phi$  к диагональному виду:  $C'\Phi C = \Lambda = \|\sigma_k^2 \delta_{kj}\|_{k,j=1}^m$ ; будем предполагать, что функции  $\varphi_1(t), \varphi_2(t), \dots, \varphi_m(t)$  занумерованы так, что  $\sigma_1^2 \leq \sigma_2^2 \leq \dots \leq \sigma_m^2$ . Задача о минимизации  $\Delta^2 = \text{Sp } B \Phi$  равносильна задаче минимизации величины

$$\text{Sp } D \Lambda$$

при условиях

$$FDF = F, \quad \text{Sp } F = \rho^2,$$

где  $F = C'A'AC$ ,  $D = C'BC$ . Очевидно, матрица  $F$  симметрична и

неотрицательно определена, поэтому существует ортогональная матрица  $T = \| \tau_{kj} \|_{k,j=1}^m$ , приводящая матрицу  $F$  к диагональному виду:

$$T'FT = \begin{vmatrix} \lambda_1 & & & & \\ & \cdot & & & \\ & & \cdot & & \\ & & & \cdot & \\ & & & & \lambda_n \\ & & & & & 0 \end{vmatrix},$$

где  $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_n$  — положительные числа. Из соотношения  $FDF = F$  однозначно определяется матрица

$$T'DT = \begin{vmatrix} \frac{1}{\lambda_1} & & & & \\ & \cdot & & & \\ & & \cdot & & \\ & & & \cdot & \\ & & & & \frac{1}{\lambda_n} \\ & & & & & 0 \end{vmatrix},$$

откуда

$$D = T \begin{vmatrix} \frac{1}{\lambda_1} & & & & \\ & \cdot & & & \\ & & \cdot & & \\ & & & \cdot & \\ & & & & \frac{1}{\lambda_n} \\ & & & & & 0 \end{vmatrix} T'.$$

Из этого представления следует, что величина  $\Delta^2$  равна

$$\Delta^2 = \text{Sp } DA = \sum_{i=1}^m \sigma_i^2 \sum_{v=1}^n \tau_{iv}^2 \frac{1}{\lambda_v} = \sum_{v=1}^n \frac{1}{\lambda_v} \left( \sum_{i=1}^m \sigma_i^2 \tau_{iv}^2 \right);$$

очевидно,  $\text{Sp } F = \sum_{i=1}^n \lambda_i$ . Легко убедиться, что

$$\Delta^2 \geq \frac{1}{\rho^2} \left( \sum_{k=1}^n \sqrt{\sum_{i=1}^m \sigma_i^2 \tau_{ik}^2} \right)^2,$$

причем знак равенства возможен только в случае, если:

$$\lambda_k = \rho^2 \sqrt{\sum_{i=1}^m \sigma_i^2 \tau_{ik}^2} \cdot \left( \sum_{j=1}^n \sqrt{\sum_{i=1}^m \sigma_i^2 \tau_{ij}^2} \right)^{-1}.$$



$\vec{A}\Phi(t)$  с матрицей

$$A = \begin{vmatrix} \sqrt{\lambda_1} & & & 0 \\ & \cdot & & \\ & & \cdot & \\ 0 & & & \sqrt{\lambda_n} \end{vmatrix} C'$$

или  $f_k(t) = \sqrt{\lambda_k} \sum_{j=1}^m c_{jk} \Phi_j(t)$ ,  $k = 1, 2, \dots, n$ , где  $\lambda_k' = \lambda_k$  при  $\rho = R$ , а  $C = \|c_{kj}\|_{k,j=1}^m$  — ортогональная матрица, приводящая матрицу  $\Phi$  к диагональному виду  $\|\sigma_k^2 \delta_{kj}\|_{k,j=1}^m$ , причем  $\sigma_1^2 \leq \sigma_2^2 \leq \dots \leq \sigma_m^2$ .

2. Сумма дисперсий оценок является одной из мер качества оценок  $\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2, \dots, \hat{\theta}_n$ . Другой мерой качества, также употребляемой в статистике, является «обобщенная дисперсия» — определитель матрицы ковариаций оценок. При предположениях п. 1. рассмотрим задачу об определении функций  $f_1(t), f_2(t), \dots, f_n(t)$ , для которых определитель

$$\delta^2 \geq \det \|M(\hat{\theta}_k - \theta_k)(\hat{\theta}_j - \theta_j)\|_{k,j=1}^n$$

принимает наименьшее значение. Эта задача состоит в нахождении матрицы  $A$ , удовлетворяющей условию

$$\text{Sp } AA' \leq R^2,$$

для которой величина

$$\delta^2 = \frac{\det(A\Phi A')}{[\det(AA')]^2}$$

минимальна. Для определения минимального значения величины  $\delta^2$  рассмотрим ортогональную матрицу  $U$ , приводящую положительно определенную матрицу  $AA'$  к диагональному виду, и собственные числа  $\lambda_1^2, \lambda_2^2, \dots, \lambda_n^2$  матрицы  $AA'$ . Величина  $\delta^2$ , очевидно, равна

$$\delta^2 = \frac{\det(U'A\Phi A'U)}{\left(\prod_{i=1}^n \lambda_i^2\right)^2} = \frac{\det(W\Phi W')}{\prod_{k=1}^n \lambda_k^2},$$

где  $W = VU'A$ ,  $V = \|\delta_{kj} \lambda_k\|_{k,j=1}^n$ ,  $WW' = \|\delta_{kj}\|_{k,j=1}^n$ .

При условии  $\text{Sp } AA' = \sum_{i=1}^n \lambda_i^2 \leq R^2$  величина  $\delta^2$  удовлетворяет неравенству

$$\delta^2 \geq \frac{n^n}{R^{2n}} \det(W\Phi W').$$

Пусть  $\vec{x}_1, \vec{x}_2, \dots, \vec{x}_n$  — ортонормированная последовательность собственных векторов матрицы  $W\Phi W'$ , очевидно; имеем

$$\det(W\Phi W') = \prod_{k=1}^n \vec{x}_k' W\Phi W' \vec{x}_k = \prod_{k=1}^n \vec{y}_k' \Phi \vec{y}_k,$$

где  $\vec{y}_k = W' \vec{x}_k$ , причем  $\vec{y}_k' \vec{y}_j = \vec{x}_k' W W' \vec{x}_j = \delta_{kj}$ ,  $k, j = 1, 2, \dots, n$ . Используя известное неравенство [3], получаем

$$\prod_{k=1}^n \vec{y}_k' \Phi \vec{y}_k \geq \sigma_1^2 \cdot \sigma_2^2 \cdot \dots \cdot \sigma_n^2.$$

Таким образом,

$$\delta^2 \geq \frac{n^n}{R^{2n}} \prod_{k=1}^n \sigma_k^2.$$

Отметим, что

$$\frac{\det(A\Phi A')}{[\det(AA')]^2} = \frac{\det(HAH')}{[\det(HH')]^2}, \quad \text{Sp } AA' = \text{Sp } HH',$$

где  $H = AC$  или  $A = HC'$ , получаем такое утверждение.

**Теорема 2.** Пусть  $\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2, \dots, \hat{\theta}_n$  — оценки параметров  $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_n$ , полученные по методу наименьших квадратов по реализации процесса

$$y(t) = \sum_{k=1}^n \theta_k f_k(t) + \xi(t)$$

на интервале  $[a, b]$ . Определитель ковариационной матрицы оценок  $\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2, \dots, \hat{\theta}_n$  принимает наименьшее значение

$$n^n R^{-2n} \cdot \prod_{k=1}^n \sigma_k^2$$

при условиях  $f_k(t) \in X$ ,  $k = 1, 2, \dots, n$  и  $\sum_{k=1}^n \|f_k\|^2 \leq R^2$ ;

если

$$f_k(t) = \frac{R}{\sqrt{n}} \sum_{j=1}^m c_{jk} \varphi_j(t), \quad k = 1, 2, \dots, n.$$

#### ЛИТЕРАТУРА

1. Дороговцев А. Я. Про деякі задачі оптимального керування регресійним експериментом, — Доповіді АН УРСР, сер. А, № 12, 1968.
2. Ostrowski A. Sur quelques applications des fonctions convexes et concaves au sens de I. Schur. — J. Math. Pures, Appl., 31, 1952.
3. Беккенбах Э., Беллман Р. Неравенства. «Мир», М., 1965.

A. Ya. Dorogovtsev

#### ON DESIGN OF REGRESSION EXPERIMENT

Summary

Two problems on optimal designs in regression experiment are considered.

Поступила в редколлегию 22.X. 1969.