

Я. КУКС

МИНИМАКСНАЯ ОЦЕНКА КОЭФФИЦИЕНТОВ РЕГРЕССИИ

В настоящей работе рассматривается решение несколько более общей, чем в работах [1, 2], минимаксной задачи оценивания коэффициентов регрессии в модели

$$E\{Y|\theta\} = X\theta, \quad \text{Cov}\{Y|\theta\} = \sigma^2 I_n, \quad (1)$$

где $E\{Y|\theta\}$ и $\text{Cov}\{Y|\theta\}$ — соответственно математическое ожидание и ковариационная матрица n -мерного случайного вектора Y при фиксированном значении m -мерного вектор-параметра θ ; X — известная матрица порядка $n \times m$ и ранга l ; I_n — единичная матрица порядка $n \times n$; σ^2 — известный положительный коэффициент. Ограничимся рассмотрением оценок $\hat{\theta}$ параметра θ вида $\hat{\theta} = t + TY$, где t — m -мерный вектор, а T — матрица порядка $m \times n$. Пусть P — некоторая симметричная неотрицательно определенная матрица порядка $m \times m$ и ранга r . Определим функцию риска в виде

$$R(t, T, \theta) = E\{(t + TY - \theta)^T P (t + TY - \theta) | \theta\} \quad (2)$$

и за критерий качества оценки примем функцию

$$Q(t, T) = \sup_{A\theta \in \Omega_k} R(t, T, \theta), \quad (3)$$

где A — матрица порядка $k \times m$, ранг которой равен k ; Ω_k — замкнутое ограниченное множество в k -мерном евклидовом пространстве R^k .

Проблема заключается в определении вектора t^* и матрицы T^* , при которых достигает минимума функция $Q(t, T)$.

С учетом определения модели (1) функция риска (2) приводится к виду

$$R(t, T, \theta) = t^T P t - 2t^T P (I_m - TX)\theta + \theta^T (I_m - X^T T^T) P (I_m - TX)\theta + \sigma^2 \text{Sp } T^T P T. \quad (4)$$

Среди матриц, минимизирующих функцию (3) по T , существует матрица вида $T = SX^T$, где S — матрица порядка $m \times m$. Действительно, любую матрицу T порядка $m \times n$ можно представить в виде $T = SX^T + S_1 Z^T$, где S_1 — матрица порядка $m \times (n - l)$; Z^T — матрица порядка $(n - l) \times n$ и $Z^T X = 0$. В выражении (4) слагаемое $\sigma^2 \text{Sp } T^T P T$ принимает минимальное значение при нулевой матрице S_1 , а остальные слагаемые от матрицы S_1 не зависят. Следовательно,

$$\min_{t, T} Q(t, T) = \min_{t, S} Q(t, SX^T) = \min_{t, S} Q_1(t, S),$$

где

$$Q_1(t, S) = \sup_{A\theta \in \Omega_k} [t^T P t - 2t^T P (I_m - S X^T X) \theta + \theta^T (I_m - X^T X S^T) P (I_m - S X^T X) \theta] + \sigma^2 \text{Sp } X S^T P S X^T. \quad (5)$$

Пусть U — произвольная матрица порядка $i \times j$. Тогда существует единственная [3] матрица U^+ порядка $j \times i$, удовлетворяющая соотношениям

$$U U^+ U = U, \quad U^+ U U^+ = U^+, \quad (U+U)^T = U+U, \quad (U U^+)^T = U U^+.$$

Через U^- будем обозначать матрицу порядка $j \times i$, удовлетворяющую равенству $U U^- U = U$. Пусть B — матрица порядка $(m-k) \times m$, строки которой образуют базис $(m-k)$ -мерного многообразия в R^m , ортогонального к многообразию, порожденному строками матрицы A . Нетрудно проверить, что

$$A+A + B+B = I_m.$$

Обозначим через p_i , $i = 1, \dots, r$, собственные векторы матрицы P , соответствующие ее положительным собственным значениям λ_i , $i = 1, \dots, r$, тогда

$$Q_1(t, S) = \sup_{A\theta \in \Omega_k} \left\{ \sum_{i=1}^r \lambda_i [t^T p_i - p_i^T (I_m - S X^T X) (A+A + B+B) \theta]^2 \right\} + \sigma^2 \text{Sp } X S^T \left(\sum_{i=1}^r \lambda_i p_i p_i^T \right) S X^T. \quad (6)$$

Из представления (6) нетрудно видеть, что, поскольку условие $A\theta \in \Omega_k$ не накладывает никаких ограничений на $(m-k)$ -мерный вектор $B\theta$, функция $Q_1(t, S)$ принимает конечное значение при тех и только тех матрицах S , которые для всех $i = 1, \dots, r$ удовлетворяют равенству

$$p_i^T S X^T X B^+ = p_i^T B^+. \quad (7)$$

Уравнение

$$u_i^T X^T X B^+ = p_i^T B^+ \quad (8)$$

тогда и только тогда разрешимо относительно вектора u_i , когда существует такой вектор η_i , что

$$p_i^T = \eta_i^T (X^T X + A+A). \quad (9)$$

Действительно, из равенства (8) следует, что $p_i^T = p_i^T (A+A + B+B) = p_i^T A+A + u_i^T X^T X B^+ = p_i^T A+A - u_i^T X^T X A+A + u_i^T X^T X$, т. е. вектор p_i принадлежит многообразию, порожденному строками матриц A и X . Но такое же многообразие порождают строки матрицы $X^T X + A+A = (X^T A+A) (X^T A+A)^T$. Если справедливо представление (9), то $p_i^T B^+ = \eta_i^T X^T X B^+$, так как $A B^+ = A B^+ B B^+ = A B^T B^+ B^+ = 0$. Вводя обозначение $H = I_m - X^T X B^+ (X^T X B^+)^-$, общее решение уравнения (8) получаем в виде [3]

$$u_i^T = \eta_i^T + v_i^T H, \quad (10)$$

где v_i — произвольный m -мерный вектор. Система уравнений относительно матрицы S

$$\mathbf{p}_i^T \mathbf{S} = \eta_i^T + \mathbf{v}_i^T \mathbf{H}, \quad i = 1, \dots, r, \quad (11)$$

всегда допускает решение в силу линейной независимости векторов \mathbf{p}_i , $i = 1, \dots, r$. Следовательно, принадлежность векторов \mathbf{p}_i , $i = 1, \dots, r$, линейному многообразию, порожденному строками матриц \mathbf{X} и \mathbf{A} , является необходимым и достаточным условием для существования вектора \mathbf{t} и матрицы \mathbf{S} , при которых значение функции $Q_1(\mathbf{t}, \mathbf{S})$ конечно. В последующем изложении считаем это условие выполненным.

Таким образом, проблема минимизации $Q_1(\mathbf{t}, \mathbf{S})$ сводится к оптимальному выбору векторов \mathbf{t} и \mathbf{v}_i , $i = 1, \dots, r$. Используя (7), (9) и (11), получаем

$$\begin{aligned} \mathbf{p}_i^T (\mathbf{I}_m - \mathbf{S} \mathbf{X}^T \mathbf{X}) \boldsymbol{\theta} &= \mathbf{p}_i^T (\mathbf{I}_m - \mathbf{S} \mathbf{X}^T \mathbf{X}) \mathbf{A} + \mathbf{A} \boldsymbol{\theta} = \\ &= \eta_i^T \mathbf{A} + \mathbf{A} \boldsymbol{\theta} - \mathbf{v}_i^T \mathbf{H} \mathbf{X}^T \mathbf{X} \mathbf{A} + \mathbf{A} \boldsymbol{\theta}, \end{aligned} \quad (12)$$

$$\begin{aligned} \text{Sp } \mathbf{X} \mathbf{S}^T \left(\sum_{i=1}^r \lambda_i \mathbf{p}_i \mathbf{p}_i^T \right) \mathbf{S} \mathbf{X}^T &= \sum_{i=1}^r \lambda_i \mathbf{p}_i^T \mathbf{S} \mathbf{X}^T \mathbf{X} \mathbf{S}^T \mathbf{p}_i = \\ &= \sum_{i=1}^r \lambda_i [\eta_i^T \mathbf{X}^T \mathbf{X} \eta_i + 2 \mathbf{v}_i^T \mathbf{H} \mathbf{X}^T \mathbf{X} \eta_i + \mathbf{v}_i^T \mathbf{H} \mathbf{X}^T \mathbf{X} \mathbf{H}^T \mathbf{v}_i]. \end{aligned} \quad (13)$$

Вводя обозначения $\boldsymbol{\beta} = \mathbf{A} \boldsymbol{\theta}$, $\mathbf{z} = (\mathbf{t}^T, \mathbf{v}_1^T, \dots, \mathbf{v}_r^T)^T$ и подставляя (12) и (13) в (6), получаем для минимизируемой функции следующее выражение:

$$Q_2(\mathbf{z}) = \sup_{\boldsymbol{\beta} \in \Omega_k} R_2(\mathbf{z}, \boldsymbol{\beta}), \quad (14)$$

где

$$\begin{aligned} R_2(\mathbf{z}, \boldsymbol{\beta}) &= \sum_{i=1}^r \lambda_i [(\mathbf{t}^T \mathbf{p}_i - \eta_i^T \mathbf{A} + \boldsymbol{\beta} + \mathbf{v}_i^T \mathbf{H} \mathbf{X}^T \mathbf{X} \mathbf{A} + \boldsymbol{\beta})^2 + \\ &+ \sigma^2 (\eta_i^T \mathbf{X}^T \mathbf{X} \eta_i + 2 \mathbf{v}_i^T \mathbf{H} \mathbf{X}^T \mathbf{X} \eta_i + \mathbf{v}_i^T \mathbf{H} \mathbf{X}^T \mathbf{X} \mathbf{H}^T \mathbf{v}_i)]. \end{aligned} \quad (15)$$

Выражение в квадратных скобках в формуле (15) при фиксированном векторе $\boldsymbol{\beta}$, как легко проверить, есть выпуклая функция по \mathbf{z} для всех $i = 1, \dots, r$, а следовательно, и функция $Q_2(\mathbf{z}) = \sup_{\boldsymbol{\beta} \in \Omega_k} R_2(\mathbf{z}, \boldsymbol{\beta})$

выпукла по \mathbf{z} . Для ее минимизации по вектору \mathbf{z} в общем случае нам кажется наиболее подходящим метод, изложенный в работе [4] и состоящий в построении последовательности $\{\mathbf{z}^j\}$, определяемой соотношениями

$$\mathbf{z}^{j+1} = \mathbf{z}^j - \mathbf{Q}^j \mathbf{c}^j / \|\mathbf{c}^j\|, \quad \mathbf{Q}^j \geq 0, \quad \mathbf{Q}^j \rightarrow 0, \quad \sum_{j=0}^{\infty} \mathbf{Q}^j = \infty,$$

где вектор \mathbf{c}^j — опорный к $Q_2(\mathbf{z})$ в точке $\mathbf{z}^j = (\mathbf{t}^{jT}, \mathbf{v}_1^{jT}, \dots, \mathbf{v}_r^{jT})^T$.

Можно показать, что функция $Q_2(\mathbf{z})$ удовлетворяет условию теоремы 2 работы [4] и, следовательно, $\lim_{j \rightarrow \infty} Q_2(\mathbf{z}^j) = \min_{\mathbf{z}} Q_2(\mathbf{z})$ при любом значении \mathbf{z}^0 . По-видимому, хорошее начальное приближение \mathbf{z}^0 можно получить, включая Ω_k в некоторый эллипсоид и используя результаты работы [1]. Опорным к выпуклой функции $Q_2(\mathbf{z})$ в точке \mathbf{z}^j называется вектор \mathbf{c}^j , удовлетворяющий условию $Q_2(\mathbf{z}) - Q_2(\mathbf{z}^j) \geq \mathbf{c}^{jT} (\mathbf{z} - \mathbf{z}^j)$. Нетрудно проверить, что в настоящем случае такому условию удовлетворяет вектор

$$c^j = [\partial R_2(z, \beta^{*j}) / \partial z]_{z=z^j},$$

т. е. вектор частных производных функции (15) по координатам вектора z в точке $z = z^j$ при фиксированном векторе $\beta = \beta^{*j}$, где β^{*j} — любой такой вектор из Ω_h , что $R_2(z^j, \beta^{*j}) = \sup_{\beta \in \Omega_h} R_2(z^j, \beta)$.

Таким образом, единственная трудность в решении задачи — указать вектор $\beta^* \in \Omega_h$, на котором при фиксированном векторе z достигает максимума квадратичная выпуклая по β функция $R_2(z, \beta)$. Каким образом решается эта проблема и разрешима ли она вообще — зависит от свойств множества Ω_h и матрицы P .

Замечание 1. Допустим, что множество Ω_h является симметричным относительно некоторого вектора β_0 , т. е. $\beta \in \Omega_h \Rightarrow (\beta_0 - (\beta - \beta_0)) \in \Omega_h$. Пусть $\Omega_{h\beta_0}$ — такое множество, что $\beta \in \Omega_h \Leftrightarrow (\beta - \beta_0) \in \Omega_{h\beta_0}$, тогда $(\beta - \beta_0) \in \Omega_{h\beta_0} \Leftrightarrow -(\beta - \beta_0) \in \Omega_{h\beta_0}$. Для матриц S , удовлетворяющих условию (7), функция (6) представима в виде

$$Q_1(t, S) = \sup_{(\beta - \beta_0) \in \Omega_{h\beta_0}} \sum_{i=1}^r \lambda_i [p_i^T t - p_i^T (I_m - SX^T X) A^+ \beta_0 - \\ - p_i^T (I_m - SX^T X) A^+ (\beta - \beta_0)]^2 + \sigma^2 \text{Sp} X S^T \left(\sum_{i=1}^r \lambda_i p_i p_i^T \right) S X^T,$$

откуда легко следует, что оптимальным значением вектора t при любой матрице S является

$$t_s = (I_m - SX^T X) A^+ \beta_0.$$

Следовательно, задача сводится к минимизации по S функции $Q_1(t_s, S)$ или, что равносильно, к минимизации по вектору $v = (v_1^T, \dots, v_r^T)^T$ функции

$$Q_3(v) = \sup_{\beta \in \Omega_h} R_3(v, \beta), \quad (16)$$

где

$$R_3(v, \beta) = \sum_{i=1}^r \lambda_i \{ [(\eta_i^T - v_i^T H X^T X) A^+ (\beta - \beta_0)]^2 + \\ + \sigma^2 (\eta_i^T X^T X \eta_i + 2v_i^T H X^T X \eta_i + v_i^T H X^T X H^T v_i) \}. \quad (17)$$

Для минимизации функции $Q_3(v)$ можно использовать описанный выше итерационный процесс.

Замечание 2. Если Ω_h — многогранник в k -мерном евклидовом пространстве, то супремум по $\beta \in \Omega_h$ функции $R_2(z, \beta)$ (функции $R_3(v, \beta)$) при фиксированном векторе z (векторе v) достигается в одной из вершин многогранника.

Замечание 3. При оценивании функции $\hat{f}(p) = p^T \theta$ статистикой $f(p) = p^T (t + TY)$, где p — m -мерный вектор, в некоторых случаях естественным является критерий оценки $\sup_{A\theta \in \Omega_h} E\{[f(p) - \hat{f}(p)]^2 | \theta\}$, совпадающий с критерием (3) при $P = pp^T$.

Пусть $P = pp^T = \lambda_1 p_1 p_1^T$, тогда супремум по $\beta \in \Omega_h$ функции $R_2(z, \beta)$ (функции $R_3(v, \beta)$) при фиксированном векторе z (векторе v) достигается в точке, где линейная функция $L(\beta) = \eta_1^T A^+ \beta - v_1^T H X^T X A^+ \beta$ принимает либо максимальное, либо минимальное значение на множестве Ω_h .

Таким образом, задача определения максимума квадратичной функции сводится к отысканию максимумов линейных функций $L(\beta)$ и

$-L(\beta)$ на множестве Ω_k , а если Ω_k — многогранник, то к задаче линейного программирования.

Замечание 4. Допустим, что $A\theta \in \Omega_k \Leftrightarrow (\theta - \theta_0)^T A^T A (\theta - \theta_0) \leq c$, где $c > 0$. Множество Ω_k симметрично относительно вектора $\beta_0 = A\theta_0$ и согласно замечанию 1 определение оптимальной оценки сводится к минимизации функции (16). Пусть β^* — такой вектор, что $R_3(v, \beta^*) = \sup_{\beta \in \Omega_k} R_3(v, \beta)$. Тогда $(\beta^* - \beta_0)/c^{1/2}$ является, очевидно, соб-

ственным вектором матрицы $\sum_{i=1}^r \lambda_i A^{+T} (\eta_i^T - v_i^T H X^T X)^T (\eta_i^T - v_i^T H X^T X) A^+$, соответствующим ее максимальному собственному числу, и вычисление вектора β^* при фиксированном векторе v не представляет принципиальной трудности.

Кроме того, если $P = pp^T$ или существует такая невырожденная матрица C порядка $m \times m$, что матрицы $C^T X^T X C$, $C^T A^T A C$ и $C^T P C$ являются диагональными, то простые способы определения оптимальной по критерию (3) оценки указаны соответственно в работах [1] и [2].

Замечание 5. Допустим $P = pp^T = \lambda_i p_i p_i^T$. Пусть для $i, j = 1, \dots, s$ матрица A_i порядка $k_i \times m$ и ранга k_i удовлетворяет условию $A_i A_j^T = 0$, если $i \neq j$, и Ω_{k_i} — замкнутое ограниченное симметричное относительно вектора $\beta_{i,0}$ множество в k_i -мерном евклидовом пространстве. Матрицу A и множество Ω_k определим следующим образом:

$$A = (A_1^T \parallel \dots \parallel A_s^T)^T \quad \text{и} \quad A\theta \in \Omega_k \Leftrightarrow A_i \theta \in \Omega_{k_i}, \quad i = 1, \dots, s.$$

Нетрудно проверить, что $A^+ = (A_1^+ \parallel \dots \parallel A_s^+)$ и, следовательно,

$$A^+ A = \sum_{i=1}^s A_i^+ A_i. \quad \text{Введем обозначения} \quad \theta_0 = \sum_{i=1}^s A_i^+ \beta_{i,0}, \quad \beta_0 = A\theta_0,$$

$\beta_i = A_i \theta$, $i = 1, \dots, s$, и $\beta = A\theta = (\beta_1^T, \dots, \beta_s^T)^T$. Очевидно, $\beta_0 = (\beta_{1,0}^T, \dots, \beta_{s,0}^T)^T$ и множество Ω_k симметрично относительно вектора β_0 . Тем самым определение оптимальной оценки сводится к минимизации функции (16). При минимизации (16) на каждом шаге описанного выше итерационного процесса требуется определить супремум по β функции $R_3(v, \beta)$ при фиксированном векторе v . При сделанных предположениях

$$\begin{aligned} & \sup_{\beta \in \Omega_k} [(\eta_1^T - v_1^T H X^T X) A^+ (\beta - \beta_0)]^2 = \\ & = \sup_{A\theta \in \Omega_k} [(\eta_1^T - v_1^T H X^T X) A^+ A (\theta - \theta_0)]^2 = \\ & = \sup_{A_i \theta \in \Omega_{k_i}, i=1, \dots, s} [(\eta_1^T - v_1^T H X^T X) \sum_{i=1}^s A_i^+ A_i (\theta - \theta_0)]^2 = \\ & = \sup_{\beta_i \in \Omega_{k_i}, i=1, \dots, s} \left[\sum_{i=1}^s (\eta_1^T - v_1^T H X^T X) A_i^+ (\beta_i - \beta_{i,0}) \right]^2 = \\ & = \left[\sum_{i=1}^s \sup_{\beta_i \in \Omega_{k_i}} (\eta_1^T - v_1^T H X^T X) A_i^+ (\beta_i - \beta_{i,0}) \right]^2. \end{aligned}$$

Следовательно,

$$R_3(v, \beta^*) = \sup_{\beta \in \Omega_k} R_3(v, \beta), \quad \text{если } \beta^* = (\beta_1^{*T}, \dots, \beta_s^{*T})^T,$$

где β_i^* такой вектор, что

$$\begin{aligned} & (\eta_1^T - v_1^T \mathbf{H} \mathbf{X}^T \mathbf{X}) \mathbf{A}_i^{+T} (\beta_i^* - \beta_{i,0}) = \\ & = \sup_{\beta_i \in \Omega_{k_i}} (\eta_1^T - v_1^T \mathbf{H} \mathbf{X}^T \mathbf{X}) \mathbf{A}_i^{+T} (\beta_i - \beta_{i,0}), \quad i = 1, \dots, s. \end{aligned}$$

В некоторых случаях приведение вычисления вектора β^* к вычислению векторов β_i^* , $i = 1, \dots, s$, дает существенное упрощение в решении задачи. Так, например, если для $i = 1, \dots, s$

$$\mathbf{A}_i \theta \in \Omega_{k_i} \Leftrightarrow (\theta - \theta_{i,0})^T \mathbf{A}_i^T \mathbf{A}_i (\theta - \theta_{i,0}) \leq c_i, \quad \text{где } c_i \geq 0,$$

$$\text{то } \beta_{i,0} = \mathbf{A}_i \theta_{i,0}, \quad \beta_i^* - \beta_{i,0} = \frac{\mathbf{A}_i^{+T} (\eta_1 - \mathbf{X}^T \mathbf{H}^T v_1) c_i^{1/2}}{[(\eta_1^T - v_1^T \mathbf{H} \mathbf{X}^T \mathbf{X}) \mathbf{A}_i^+ \mathbf{A}_i^{+T} (\eta_1 - \mathbf{X}^T \mathbf{H}^T v_1)]^{1/2}}$$

при неравенстве нулю знаменателя последнего выражения и вектор β_i^* произволен в противном случае.

ЛИТЕРАТУРА

1. Кукс Я., Ольман В., Изв. АН ЭССР, Физ. Матем., 21, 66 (1972).
2. Кукс Я., Ольман В., Изв. АН ЭССР, Физ. Матем., 20, 480 (1971).
3. Рао С. Р., Линейные статистические методы и их применения, М., 1968.
4. Поляк Б. Т., Докл. АН СССР, 174, 33 (1967).

Институт кибернетики
Академии наук Эстонской ССР

Поступила в редакцию
21/VI 1971

J. KUKS

REGRESSIOONIKOEFITSIENTIDE MINIMAKSHINNANG

Optimaalset hinnangut lineaarse regressioonimudeli kordajate m -dimensionaalsele vektorile θ otsitakse konstantse vektori ja vaatluste suhtes lineaarse vektorifunktsiooni summana esitatavate hinnangute klassist. Optimeerimise eesmärk on minimiseerida ruutriskifunktsiooni ülemist raja kõigi nende vektorite θ hulgal, mille projektsioon Eukleidilise ruumi R^m alamruumi $R^{k'}$ kuulub antud suletud tõkestatud hulka $\Omega'_k \subset R^{k'}$. Näidatakse, et probleem on lahendatav iteratsiooniprotsessi abil siis, kui suvalise fikseeritud hinnangu korral on võimalik ära näidata riskifunktsiooni maksimumpunkt hulgal Ω'_k . Erijuhtude jaoks on antud probleemi täielik lahendus.

J. KUKS

A MINIMAX ESTIMATOR OF REGRESSION COEFFICIENTS

This paper is concerned with finding an optimum estimator of an m -dimensional vector θ of coefficients in a linear regression model within the family of estimators which may be represented as a sum of a constant vector and a linear vector-statistic. The optimality criterion is to minimize the supremum of a quadratic risk function on a set of all these vectors θ , whose projection on a subspace $R^{k'}$ of the Euclidean space R^m belongs to a given closed bounded set $\Omega'_k \subset R^{k'}$. It is shown that the problem may be solved by means of an iterative minimization process if it is possible, for any fixed estimator, to indicate a point of maximum of the risk function on the set Ω'_k . For some particular cases, the full solution of the problem is given.