

Пепельшев
Андрей Николаевич

Исследование оптимальных
планов эксперимента
на основе
функционального подхода

Оптимальные планы в аналитическом виде найдены

- Для линейных по параметрам моделей на стандартных множествах планирования
- Для нелинейных по параметрам моделей с двумя-тремя параметрами

Применяемый в диссертации функциональный подход позволяет найти оптимальные планы для более широкого класса моделей

В диссертации изучены

- Две линейные по параметрам модели на произвольном отрезке $[a, b]$
- Три нелинейные по параметрам модели с произвольным числом параметров
- Планы для оценивания точки экстремума многомерной квадратичной регрессии на гипершаре и гиперкубе

Постановка задачи

План эксперимента

$$\xi = \begin{pmatrix} x_1 & \dots & x_n \\ w_1 & \dots & w_n \end{pmatrix}$$

Оптимальный план

$$\xi^* = \arg \max_{\xi} \Phi(M(\xi)) \quad \xi^* = \arg \min_{\xi} \Psi(M^{-1}(\xi))$$

Для линейной по параметрам регрессии $\eta(x) = \beta^T f(x)$, где $f(x) = (f_1(x), \dots, f_m(x))^T$ — вектор заданных базисных функций, $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_m)^T$ — вектор неизвестных параметров, информационная матрица имеет вид

$$M(\xi) = \left(\sum_{l=1}^n f_i(x_l) f_j(x_l) w_l \right)_{i,j=1}^m$$

Для нелинейной по параметрам функции регрессии $\eta(x, \beta)$ информационная матрица имеет вид

$$M(\xi) = M(\xi, \beta) = \left(\sum_{l=1}^n \frac{\partial \eta(x_l, \beta)}{\partial \beta_i} \frac{\partial \eta(x_l, \beta)}{\partial \beta_j} w_l \right)_{i,j=1}^m$$

$$\xi^* = \arg \max_{\xi} \Phi(M(\xi, \beta^o))$$

$\xi^* = \xi^*(\beta^o)$ — локально оптимальный план
Chernoff, 1953

Критерии оптимальности

D -оптимальный план

$$(\det M(\xi))^{1/m} \rightarrow \sup_{\xi}$$

E -оптимальный план

$$\lambda_{\min}(M(\xi)) \rightarrow \sup_{\xi}$$

План для оценивания индивидуального коэффициента β_i

$$e_i^T M^{-1}(\xi) e_i \rightarrow \inf_{\xi},$$

Функциональный подход

- Составление системы уравнений, решением которой является вектор-функция, составленная из точек и весов оптимального плана
- Проверка невырожденности матрицы Якоби
- Решение уравнения в некоторой точке
- Разложение в ряд Тейлора решения системы
- Исследование сходимости ряда

Примеры системы уравнений

D-критерий

$$g(\Theta, u) := \frac{\partial}{\partial \Theta} \det M(\xi_{\Theta}, u) = 0$$

$$\Theta = (x_1, \dots, x_n, w_2, \dots, w_n), \quad w_1 = 1 - \sum_{i=2}^n w_i$$

E-критерий

$$g(\Theta, u) := \frac{\partial}{\partial \Theta} \frac{\sum_{i=2}^n (q^T f(x_i))^2 w_i + (q^T f(x_1))^2 (1 - w_2 - \dots - w_n)}{q^T q} = 0$$

$$\Theta = (x_1, \dots, x_n, w_2, \dots, w_n, q_1, \dots, q_n), \quad q^T q = 1.$$

$$g(\Theta, u) = 0 \quad \Theta \in \mathbb{R}^m, u \in \mathbb{R}^k$$

$$g(\Theta_{[0]}, 0) = 0 \quad \det J(\Theta_{[0]}, 0) \neq 0$$

$$\Theta(u) = \sum_{i_1, \dots, i_k=0}^{\infty} \Theta_{[i_1, \dots, i_k]} u_1^{i_1} \dots u_k^{i_k}$$

Введем множества мультииндексов

$$S_t = \{s = (s_1, \dots, s_k) : s_i \geq 0, s_1 + \dots + s_k = t\}, \quad I_n = \bigcup_{t=0}^n S_t.$$

Справедлива рекуррентная формула

$$\Theta_{[s]} = -J_{[0]}^{-1} (g(\Theta_{\langle I \rangle}(u), u))_{[s]}, \quad s \in S_t, \quad I = I_{t-1}, \quad t = 1, 2, \dots$$

$$\Theta_{\langle I \rangle}(u) = \sum_{i \in I} \Theta_{[i]} u_1^{i_1} \dots u_k^{i_k}.$$

Полиномиальная модель

$$\eta(x) = \beta_0 + \beta_1 x + \dots + \beta_m x^m$$

- планы для оценивания индивидуальных коэффициентов на произвольном отрезке $[a, b]$

Studden, 1968

Sahm, 2000

Оптимальный план имеет четыре типа

$(1, m - 1, 1)$, $(0, m - 1, 1)$, $(1, m - 1, 0)$ и $(1, m - 2, 1)$.

$$s = \frac{a + b}{b - a}$$

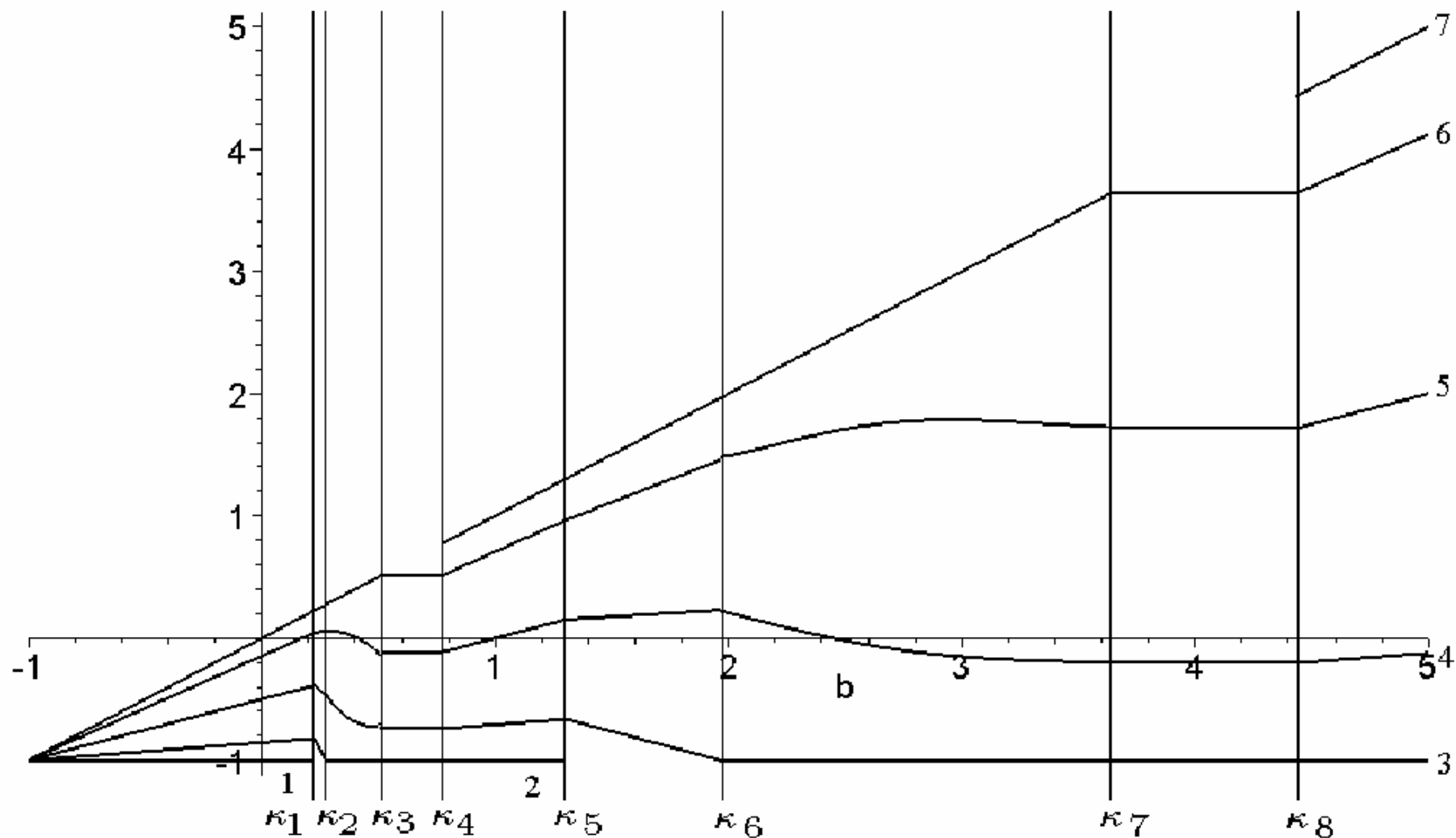


Рис. 1: Точки оптимального плана для оценивания β_2 для модели $\eta(x) = \beta_0 + \beta_1x + \beta_2x^2 + \beta_3x^3 + \beta_4x^4$, $a = -1$, b меняется. При $b \in (\kappa_2, \kappa_3) \cup (\kappa_6, \kappa_7)$ решение получено с помощью степенных рядов.

Тригонометрическая модель

$$\eta(x) = \beta_0 + \beta_1 \sin(x) + \beta_2 \cos(x) + \dots + \beta_{2k} \cos(x)$$

■ *D*-оптимальные планы на $[-a, a]$

Теорема 2.2. 1) Если $a \geq a^* = \pi(1 - \frac{1}{2k+1})$, то план эксперимента, сосредоточенный с равными весами в $2k + 1$ точке

$$x_i^* = 2\pi \frac{i - 1 - k}{2k + 1}, \quad i = 1, \dots, 2k + 1$$

является *D*-оптимальным планом на $[-a, a]$;

2) Если $a < a^*$, то *D*-оптимальный план существует, единственен и сосредоточен с равными весами в точках

$$-a, -a\tau_{k-1}^*(a), \dots, -a\tau_1^*(a), 0, a\tau_1^*(a), \dots, a\tau_{k-1}^*(a), a,$$

где $\tau^*(a) = (\tau_1^*(a), \dots, \tau_{k-1}^*(a))$ — аналитическая вектор-функция.

Экспоненциальная модель

$$\eta(x, a, \lambda) = \sum_{i=1}^k a_i e^{-\lambda_i x}, \quad x \in \mathcal{X} = [b, +\infty)$$

$\beta = (a_1, \lambda_1, \dots, a_k, \lambda_k)^T$ — параметры

■ локально E -оптимальные планы

■ планы для оценивания индивидуальных коэффициентов

Обозначим

$$\bar{\Omega} = \{\lambda : 0 < \lambda_1 < \dots < \lambda_k\}.$$

Будем называть план ξ невырожденным, если $\det M(\xi) \neq 0$.

Лемма 3.1. 1) Существует окрестность Ω_γ любой точки вида $\gamma(1, \dots, 1)$, ($\gamma > 0$) такая, что при $\lambda \in \Omega_\gamma \cap \bar{\Omega}$ кратность минимального собственного числа информационной матрицы любого невырожденного плана равна 1.

2) Пусть $\lambda_i = \gamma + \delta_i$, $\delta_i = r_i \delta$, $i = 1, \dots, k$, где r_i — фиксированные числа, не равные между собой. При $\delta \rightarrow 0$ E - и e_j -оптимальные планы для экспоненциальной модели стремятся к e_m -оптимальному плану для регрессии $(\tilde{\beta}_1 + \tilde{\beta}_2 x + \dots + \tilde{\beta}_m x^{m-1})e^{-\gamma x}$, $m = 2k$.

Пусть γ фиксировано, $\Omega = \Omega_\gamma$. Легко проверить, что $\Omega = \mathbb{R}_+$ при $k = 1$. При $k = 2, 3$ численные эксперименты позволяют утверждать, что $\Omega = \mathbb{R}_+^k$, хотя формальное доказательство этого факта получить не удается.

Лемма 3.2. При $\lambda \in \Omega$ локально E -оптимальный план сосредоточен ровно в $2k$ точках, одна из которых совпадает с левой границей, причем эти точки не зависят от a ,

$$x_{i;b}^*(\lambda) = x_{i;0}^*(\lambda) + b, \quad i = 1, \dots, 2k.$$

$$x_{i;0}^*(\gamma\lambda) = x_{i;0}^*(\lambda)/\gamma, \quad i = 1, \dots, 2k.$$

Теорема 3.1. При $\lambda \in \Omega$ точки и веса E -оптимального плана определены однозначно и являются вещественными аналитическими функциями вектора λ .

Построено разложение точек и весов E -оптимального плана при $k = 2$.

Дробно-рациональная модель

$$\eta(x, a, \lambda) = \sum_{i=1}^k \frac{a_i}{x - \lambda_i}$$

- локально E -оптимальные планы
- планы для оценивания индивидуальных коэффициентов

получены результаты аналогичные результатам для экспоненциальной модели

Модель Моно

Функция регрессии $\eta(t) = \eta(t, \beta)$ является решением дифференциального уравнения

$$\eta'(t) = \mu(t)\eta(t),$$

где $\mu(t)$ имеет вид

$$\mu(t) = \beta_1 \frac{s(t)}{s(t) + \beta_2},$$

$$s(t) = s_0 + (\eta_0 - \eta(t))/\beta_3,$$

$\beta = (\beta_1, \beta_2, \beta_3)^T$ — оцениваемые параметры, $s_0 = s(0)$, $\eta_0 = \eta(0)$ — заданные начальные условия, $t \geq 0$.

■ локально D - и E -оптимальные планы и планы, локально оптимальные для оценивания индивидуальных коэффициентов.

Для модели Моно

- Показано, что как асимптотические, так и выборочные дисперсии для стандартных планов в равноотстоящих точках в 2-3 раза больше, чем для локально оптимальных.
- Показано, что локально E -оптимальные планы в этом смысле эффективнее локально D -оптимальных приблизительно в 1.2 раза.
- Построены разложения точек локально D -оптимальных планов, рассматриваемых как функции некоторых параметров, в ряды Тейлора
- Исследована чувствительность локально D -оптимальных планов к выбору начальных приближений.

Многомерная квадратичная модель

$$\eta(x) = \eta(x, u, A, \gamma) = x^T A x + u^T x + \gamma$$

γ , u и A — неизвестные параметры, $A > 0$. Требуется построить оптимальный план для оценивания точки минимума

$$b = -\frac{1}{2}A^{-1}u$$

$$\eta(x) = \eta(x, b, A, c) = (x - b)^T A(x - b) + c$$

- усеченный D -оптимальный план

Fedorov, Mueller, 1997

Оптимальные планы на круге

$$\xi^* = \xi^*(b) = \begin{cases} \xi_1, & r > \sqrt{2}/2, & \xi_1 = (\xi_{(1)} + \xi_{(3)})/2 \\ \xi_2, & 1/2 < r \leq \sqrt{2}/2, & \xi_2 = (\xi_{(1)} + \xi_{(4)})/2 \\ \xi_3, & 0 \leq r \leq 1/2, & \xi_3 = (\xi_{(2)} + \xi_{(4)})/2 \end{cases}$$

$$\xi_{(1)} = \{(-1, 0), (0, 0), (1, 0); \frac{1}{4} - \nu, \frac{1}{2}, \frac{1}{4} + \nu\}, \quad \nu = \frac{1}{8r}, \quad \mu = \frac{\sqrt{2}}{8r}$$

$$\xi_{(2)} = \{(2r - 1, 0), (1, 0); 1/2, 1/2\},$$

$$\xi_{(3)} = \{(-\frac{\sqrt{2}}{2}, \pm\frac{\sqrt{2}}{2}), (\frac{\sqrt{2}}{2}, \pm\frac{\sqrt{2}}{2}); \frac{1}{4} - \mu, \frac{1}{4} - \mu, \frac{1}{4} + \mu, \frac{1}{4} + \mu\}$$

$$\xi_{(4)} = \{(r, -\sqrt{1-r^2}), (r, \sqrt{1-r^2}); 1/2, 1/2\}.$$

Теорема 4.2. *Для задачи на единичном круге при $b = re_1$ план $\xi^*(b)$ является усеченным локально D -оптимальным планом.*

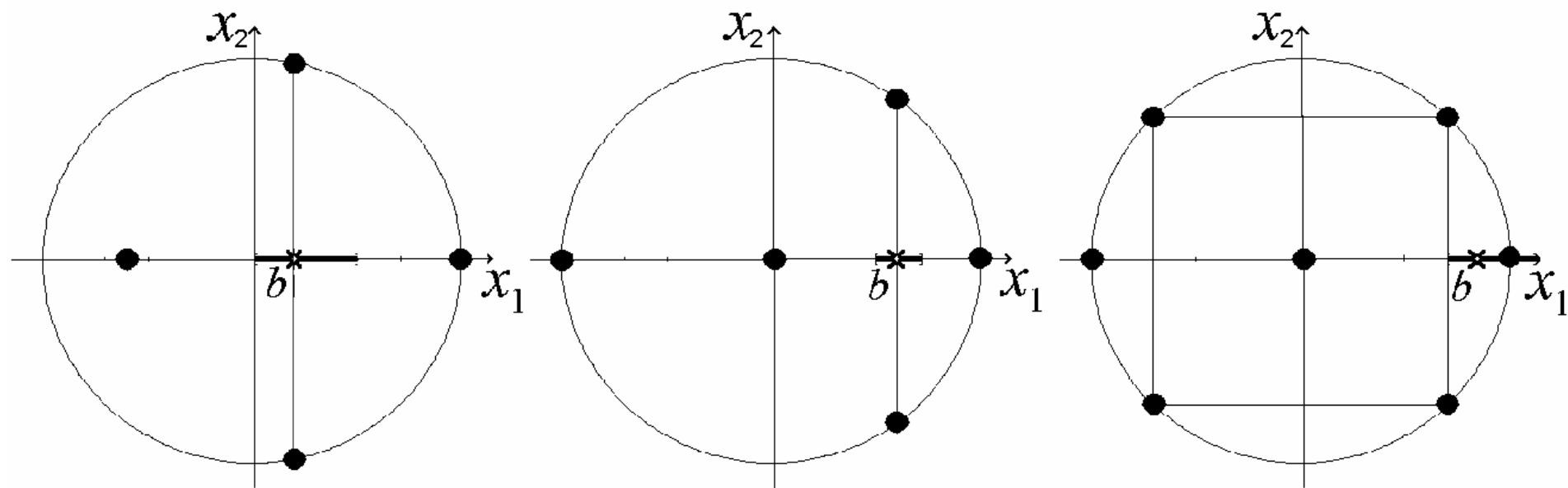


Рис. 2: Точки локально оптимального плана на круге.

Оптимальные планы на гиперкубе $[-1, 1]^k$

Теорема 4.4. Пусть $b \in (-1, 1)^k$. План ξ^* , сосредоточенный в вершинах вписанного (в гиперкуб $[-1, 1]^k$) гиперпараллелепипеда с центром в точке $b = (b_1, \dots, b_k)$ с равными весами, является локально оптимальным планом тогда и только тогда, когда $b \in [-1/2, 1/2]^k$.

Теорема 4.5. Пусть $k > 3$ и $b \in [-1/2, 1/2]^k$. Тогда для любого ν такого, что $k \leq 2^{\nu-1}$ и $\nu \leq k$, существует локально оптимальный план, сосредоточенный в 2^ν вершинах вписанного гиперпараллелепипеда с равными весами.

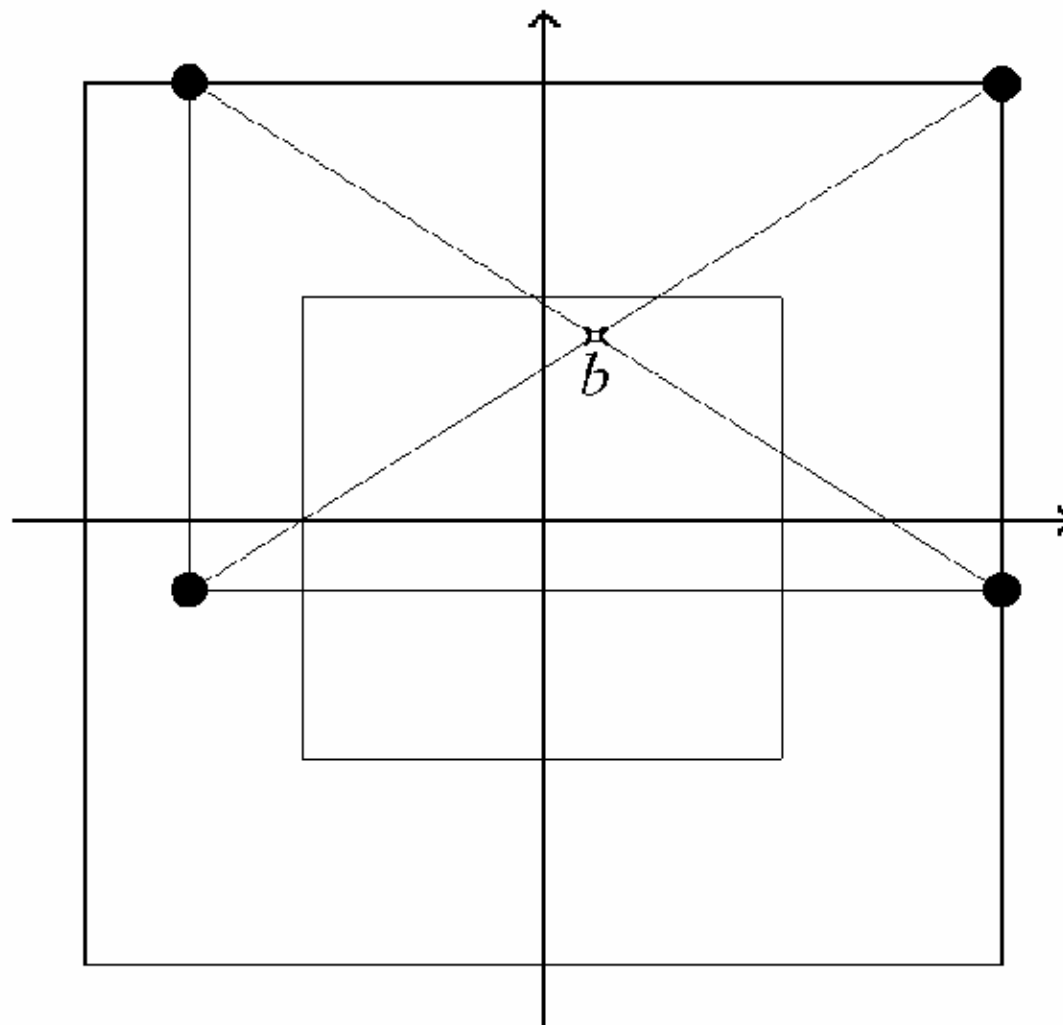


Рис. 3: Точки локально оптимального плана на квадрате.

При $k = 2$, $b \notin [-1/2, 1/2]^2$ точки и веса локально оптимального плана представлены в виде степенных рядов.

Основные результаты диссертации

- Построены рекуррентные формулы для вычисления коэффициентов разложения в степенные ряды точек и весов оптимальных планов
- Построены и исследованы разложения точек и весов оптимальных планов для ряда критериев оптимальности и ряда линейных и нелинейных по параметрам функций регрессии
- Исследованы аналитические свойства точек и весов оптимальных планов
- Получены в явном виде локально оптимальные планы для оценивания точки экстремума квадратичной функции регрессии на гипершаре и гиперкубе.