

ЛЕКЦИЯ 3.

ПРИМЕНЕНИЕ ТЕОРЕМЫ ЭКВИВАЛЕНТНОСТИ. С-ОПТИМАЛЬНЫЕ ПЛАНЫ

Яковлев Д. М.

*д. ф.-м. н.,
профессор Мелас В. Б.*

3 октября 2024 г.

Содержание

1	Полиномиальная регрессионная модель	2
2	Тригонометрическая регрессионная модель	4
3	С-критерий оптимальности	6
4	Теорема Гаусса-Маркова в случае матриц неполного ранга	6
5	Теорема эквивалентности для С-критерия	7
6	Определения	9

1 Полиномиальная регрессионная модель

Рассматривается полиномиальная регрессионная модель

$$y = \eta(x, \theta) + \epsilon, \quad x \in [-1, 1],$$

где

$$\eta(x, \theta) = \theta^T f(x) - \text{линейная функция регрессии}$$

и

$$f(x) = (f_1(x), \dots, f_m(x))^T = (1, x, \dots, x^{m-1})^T.$$

Случайные величины ϵ_i , $i = 1, \dots, N$ — ошибки наблюдений, для которой предполагаем:

1. $E\epsilon_i = 0$ — несмещённость;
2. $E\epsilon_i\epsilon_j = 0$, $i \neq j$ — некоррелированность;
3. $D\epsilon = E\epsilon_i^2 = \sigma^2 > 0$ — равномощность.

Общей задачей является нахождение оптимальных планов, или планов, доставляющих экстремальное значение некоторой выпуклой (или вогнутой) функции, заданной на множестве информационных матриц. Планы $\xi \in \Xi$, где $\Xi = \bigcup_{n=1}^{\infty} \Xi_n$, где Ξ_n — множество приближённых планов, заданных в n точках (с ненулевыми коэффициентами).

Тогда для такой модели верна следующая теорема:

Теорема.

Для полиномиальной регрессии на отрезке $[-1, 1]$ D -оптимальный план существует, единственен и сосредоточен с равными весами в t точках, которые являются корнями $(x^2 - 1)P'_{m-1}(x)$, где $P_{m-1}(x)$ — полином Лежандра порядка $m - 1$.

Доказательство. Из непрерывности регрессионных функций $f(x)$ и компактности множества информационных матриц \mathcal{M} получаем, по обобщённой теореме Вейерштрасса (так как критерий — непрерывная функция) существование D -оптимального плана. Поскольку \mathcal{M} — компактно, то можно воспользоваться теоремой Кифера-Вольфовица

Теорема.

(Кифер-Вольфовиц)

Пусть множество информационных матриц компактно. Тогда следующие условия эквивалентны

1. план ξ^* — D -оптимальный;
2. план ξ^* — G -оптимальный;
3. $\max_{x \in \mathcal{X}} d(x, \xi^*) = t$,

где t — число параметров модели. Причём, если план ξ^* сосредоточен в конечном числе точек, то последнее равенство достигается в точках x_i^* оптимального плана ξ^* . Кроме того, информационные матрицы всех оптимальных планов совпадают.

Тогда нахождение D-оптимального плана ξ^* можно заменить эквивалентной задачей — нахождением плана $\xi^* : \max_{x \in \mathcal{X}} d(x, \xi^*) = m$.

$$\max_{x \in \mathcal{X}} d(x, \xi^*) = \max_{x \in \mathcal{X}} f^T(x) \mathbf{D}(\xi^*) f(x) = \max_{x \in \mathcal{X}} \sum_{i,j=1}^m d_{ij}(\xi^*) x^{i+j-2} = m,$$

где $\mathbf{D}(\xi^*) = (d_{ij}(\xi^*))_{i,j=1}^m$. $d(x, \xi^*)$ — многочлен степени $2m - 2$. Заметим, что из положительной определённости матрицы $\mathbf{D}(\xi^*)$ выходит, что её диагональные элементы положительны. По определению,

$$\forall x \in \mathbb{R}^m \setminus \{0\} \quad (\mathbf{D}(\xi^*)x, x) > 0.$$

Подбирая в качестве x орты e_i , $i = 1, \dots, m$ получается, что $d_{ii} > 0$, $i = 1, \dots, m$.

С одной стороны, $d(x, \xi^*)$ имеет не более m точек локального максимума на отрезке $[-1, 1]$, включая её концы. Это связано с чередованием знаков производной. Если предположить, что все корни — вещественны, то получится $2m - 1$ сегментов, откуда будет либо $m - 1$, либо m точек локального максимума.

С другой стороны, по теореме Кифера-Вольфовица локальный максимум для конечно-го оптимального плана ξ^* достигается во всех его точках, а из свойств информационных матриц план невырожден, если число его точек не меньше m . Отсюда, план ξ^* имеет вид

$$\xi^* = \begin{pmatrix} x_1 & x_2 & \dots & x_{m-1} & x_m \\ \omega_1 & \omega_2 & \dots & \omega_{m-1} & \omega_m \end{pmatrix}$$

где $-1 = x_1 < x_2 < \dots < x_{m-1} < x_m = 1$.¹

Тогда перепишем информационную матрицу плана ξ^* в матричный вид:

$$\begin{aligned} \mathbf{M}(\xi^*) &= \sum_{i=1}^m f(x_i) f^T(x_i) \omega_i \\ &= \underbrace{\begin{pmatrix} 1 & \dots & 1 \\ x_1 & \dots & x_m \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ x_1^{m-1} & \dots & x_m^{m-1} \end{pmatrix}}_{\mathbf{F}} \underbrace{\begin{pmatrix} \omega_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \omega_2 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \omega_m \end{pmatrix}}_{\mathbf{W}} \underbrace{\begin{pmatrix} 1 & x_1 & \dots & x_1^{m-1} \\ 1 & x_2 & \dots & x_2^{m-1} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & x_m & \dots & x_m^{m-1} \end{pmatrix}}_{\mathbf{F}^T} \end{aligned}$$

Посчитаем определитель

$$\det(\mathbf{M}(\xi^*)) = \det(\mathbf{F} \mathbf{W} \mathbf{F}^T) = \det(\mathbf{F}^T)^2 \prod_{i=1}^m \omega_i, \quad (1)$$

где $\det(\mathbf{F}^T)$ — определитель Вандермонда. Обозначим $\Delta_{m-1} = \det(\mathbf{F}^T)$ и получим

$$\Delta_{m-1} = \prod_{1 \leq j < i \leq m} (x_i - x_j).$$

¹Кажется, что мы ищем полином наилучшего равномерного приближения (ПНРП). Тогда задачу с поиском оптимального плана можно свести к поиску минимума разности норм ПНРП степени $2m - 2$ и ещё какой-то функции.

Чтобы теперь найти D-оптимальный план ξ^* :

$$\xi^* = \arg \sup_{\xi \in \Xi} \det(\mathbf{M}(\xi)),$$

необходимо максимизировать определитель Вандермонда и $\prod_{i=1}^m \omega_i$, для которого максимум достигается при $\omega_1 = \dots = \omega_m = \frac{1}{m}$.

Максимизируем Δ_{m-1} , найдя точку экстремума. Так как $x_1 = -1, x_2 = 1$ уже фиксированы, то получаем для $x_i, i = 2, \dots, m-1$ систему уравнений:

$$\frac{\partial \Delta_{m-1}}{\partial x_i} = 0 \Leftrightarrow \frac{1}{x_i - x_1} + \dots + \frac{1}{x_i - x_{i-1}} + \frac{1}{x_i - x_{i+1}} + \dots + \frac{1}{x_i - x_m} = 0.$$

Для проверки достаточно посчитать производную и разделить на Δ_{m-1} . Если взять функцию $\varphi(x) = (x - x_2) \dots (x - x_{m-1})$, то систему можно переписать как

$$\begin{aligned} \frac{1}{x_i + 1} + \frac{1}{x_i - 1} + \frac{\varphi''(x_i)}{2\varphi'(x_i)} &= 0, \quad i = 2, \dots, m-1 \Leftrightarrow \\ (x_i^2 - 1)\varphi''(x_i) + 4x_i\varphi'(x_i) &= 0, \quad i = 2, \dots, m-1. \end{aligned}$$

Из равенства их корней и степеней с многочленом $\varphi(x)$ следует, что эти многочлены подобные, тогда

$$(x^2 - 1)\varphi''(x) + 4x\varphi'(x) = \text{const}\varphi(x)$$

Приравняв коэффициенты при x^{m-2} находим $\text{const} = (m-2)(m+1) = m(m-1) - 2$ и получаем ОДУ второго порядка

$$(x^2 - 1)\varphi''(x) + 4x\varphi'(x) - (m(m-1) - 2)\varphi(x) = 0.$$

$\varphi(x)$ можно связать с полиномом Лагранжа $P_{m-1}(x)$, выписав его характеристическое дифференциальное уравнение и взяв производную

$$\begin{aligned} ((x^2 - 1)P_{m-1}''(x) + 2xP_{m-1}'(x) - m(m-1)P_{m-1}(x))' &= 0 \Leftrightarrow \\ (x^2 - 1)P_{m-1}'''(x) + 4xP_{m-1}''(x) - (m(m-1) - 2)P_{m-1}'(x) &= 0 \end{aligned}$$

Откуда $\varphi(x) = P_{m-1}'(x)$.²

□

2 Тригонометрическая регрессионная модель

Рассматривается тригонометрическая регрессионная модель

$$y = \eta(x, \theta) + \epsilon, \quad x \in [-\pi, \pi],$$

где

$$\eta(x, \theta) = \theta^T f(x) - \text{линейная функция регрессии}$$

и

$$\begin{aligned} f(x) &= (f_1(x), \dots, f_{2m+1}(x))^T \\ &= (1, \sin(x), \cos(x), \dots, \sin(x(m-1)), \cos(x(m-1)), \sin(xm), \cos(xm))^T. \end{aligned}$$

Ошибки наблюдений ϵ_i предполагаются такими же, как и в случае полиномиальной регрессионной модели (стандартное предположение). Сформулируем теорему для D-оптимального плана.

²Если успею, то напишу подробнее про многочлен Лагранжа

Теорема.

Пусть $\mathcal{X} = [-\pi, \pi]$. Непрерывным D -оптимальным планом для тригонометрической регрессионной модели является любой план

$$\xi_N^* = \begin{pmatrix} x_1^* & \dots & x_N^* \\ 1/N & \dots & 1/N \end{pmatrix},$$

$$x_i^* = \frac{i-1}{N}2\pi - \pi, \quad i = 1, \dots, N, \quad N \geq 2m+1, \quad m - \text{порядок регрессионной модели.}$$

Также D -оптимальным является равномерный план

$$\xi^* \sim U(-\pi, \pi).$$

Доказательство. В идеях воспользоваться 3-им условием эквивалентности из теоремы Кифера-Вольфовица.

Знаем, что в $L_2[-\pi, \pi]$ базис можно образовать ортогональной тригонометрической системой. Тогда

$$\|1\|^2 = 1, \quad \|\sin(kx)\|^2 = \|\cos(kx)\|^2 = \frac{1}{2}, \quad k = 1, 2, \dots, N, N+1, \dots$$

По этой причине, для равномерного плана информационная матрица диагонализуется и получается

$$\mathbf{M}(\xi^*) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\pi}^{\pi} f(x) f^T \xi(dx) = \begin{pmatrix} 1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \frac{1}{2} & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \frac{1}{2} \end{pmatrix}$$

Понятно, какая матрица $\mathbf{D}(\xi^*)$ получится. Пользуясь теоремой Кифера-Вольфовица, покажем, что $d(x, \xi^*) = 1 + 2m$. Тогда

$$d(x, \xi^*) = f^T(x) \mathbf{D}(\xi^*) f(x) = 1 + 2(\sin^2 x + \cos^2 x + \dots + \sin^2 mx + \cos^2 mx) = 1 + 2m.$$

Таким образом, показали результат для равномерного плана ξ^* .

Для оптимального конечного плана ξ_N^* из условий теоремы:

- На диагонали получим $\text{diag } \mathbf{M}(\xi_N^*) = (1, \frac{1}{2}, \frac{1}{2}, \dots, \frac{1}{2})$;
- На не-диагонали получим, например, для $a_{2i, 2j+1}$, $i \neq j$:

$$a_{2i, 2j+1} = \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N \sin(ix_k^*) \cos(jx_k^*)$$

Получаются суммы из произведений косинусов или синусов. Их можно разложить на суммы или разности косинусов или синусов, и показать, что их суммы равны нулю. Тогда достигается $d(x, \xi_N^*)$ и ξ_N^* — D -оптимальный план. \square

3 С-критерий оптимальности

Итак, рассматривали до этого задачи, построенные на нахождении D-оптимальных планов, пользовались определителем. Теперь мы хотим оценить величину типа $c^T\theta$, где c — заданный вектор в стандартной линейной по параметрам регрессионной модели. Заметим, что первый символ в названии критерия определяет, чем или относительно чего будет искаться оптимальный план. Вектор c может быть произвольным, например, быть ортой, производной от регрессионной функции $f'(x)$ и так далее.

Определение.

План ξ допустим в задаче оценивания величины $c^T\theta$, если величина оцениваема по результатам эксперимента.

Определение.

c -оптимальный план ξ^* — допустимый план, который минимизирует дисперсию оценки $c^T\theta$.

Таким образом, рассматривается не минимизация дисперсии ξ , а оценки $c^T\theta$, что уместно для линейных регрессионных моделей (про нелинейные, наверно, всё не так однозначно).

Когда C -критерий оптимальности может быть полезен? Например, когда рассматривается задача экстраполяции. Пусть имеется линейная регрессионная модель

$$y = \eta(x, \theta) + \epsilon, \quad x \in \mathcal{X},$$

где $\eta(x, \theta) = f(x)\theta^T$. Для $z \notin \mathcal{X}$ хотим подобрать такой план ξ^* , чтобы минимизировать оценку $f(z)\theta^T$, где $c = f(z)$.

4 Теорема Гаусса-Маркова в случае матриц неполного ранга

Сформулируем теорему Гаусса-Маркова в случае матриц неполного ранга. Для чего она нужна? До этого была теорема Гаусса-Маркова для невырожденных матриц. Эта теорема рассматривает условия оцениваемости для вырожденных матриц.

Определение.

Векторная параметрическая функция $\tau = \mathbf{T}\theta$, ($\mathbf{T} \in \mathbb{R}^{k \times m}$, $k \in \{1, \dots, m\}$) — оцениваема, если для неё \exists несмещённая оценка вида $\hat{\tau} = \mathbf{A}Y$, ($\mathbf{A} \in \mathbb{R}^{k \times N}$).

Теорема.

Для линейной (классической) регрессионной модели

- Параметрическая функция $\tau = \mathbf{T}\theta$, ($\mathbf{T} \in \mathbb{R}^{k \times m}$, $k \in \{1, \dots, m\}$) оцениваема тогда и только тогда, когда

$$\mathbf{T}(\mathbf{X}^T\mathbf{X})^{-}\mathbf{X}^T\mathbf{X} = \mathbf{T};$$

- если выполнено это условие, то оценка для τ имеет вид

$$\hat{\tau} = \mathbf{T}(\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}^T \mathbf{Y},$$

определена однозначно и является наилучшей линейной несмещённой оценкой. Ковариационная матрица оценки $\hat{\tau}$ имеет вид

$$\mathbf{D}_{\hat{\tau}} = \sigma^2 \mathbf{D}, \quad \mathbf{D} = \mathbf{T}(\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1} \mathbf{T}^T.$$

Доказательство — обобщение теоремы Гаусса-Маркова для невырожденных матриц и несколько лемм об оцениваемых параметрических функциях.

5 Теорема эквивалентности для C-критерия

Если теорема Гаусса-Марков для вырожденных матриц не используется здесь, то можно переместить тему ближе к c -критерию оптимальности.

Сначала будем рассматривать невырожденный c -оптимальный план, а затем вырожденный план.

Случай невырожденного c -оптимального плана. Введём функцию

$$\varphi(x, \xi) = (f(x)^T \mathbf{M}^{-1}(\xi) c)^2.$$

Почему же используется именно такая функция? Прежде всего, для нашего критерия хотим учитывать c -вектор, затем хотим среди доступных планов найти c -оптимальный, а это подразумевает минимизацию дисперсионной матрицы для оценки $c^T \theta$.

Теорема.

Если существует невырожденный c -оптимальный план, то невырожденный план ξ^ является c -оптимальным*

$$\Leftrightarrow \max_{x \in \mathcal{X}} \varphi(x, \xi^*) = c^T \mathbf{M}^{-1}(\xi^*) c.$$

Кроме того, в опорных точках оптимального плана функция $\varphi(x, \xi^)$ достигает своего максимального значения.*

Вывод в виде достижения максимального значения в точках оптимального плана напоминает теорему Кифера-Вольфовица. Заметим, что схема доказательства теоремы эквивалентности для C -критерия аналогична схеме доказательства теоремы Кифера-Вольфовица. Это связано с тем, что сам C -критерий отличается от D -критерия наличием c векторов при минимизации $\mathbf{D}(\xi)$.

Лемма 1. Для произвольного $k \in \mathbb{N}$ и фиксированного вектора $c \in \mathbb{R}^k$ функция $\psi(\mathbf{A}) = c^T \mathbf{A} c$ — выпуклая на множестве положительно определённых матриц $k \times k$.

Доказательство. Проверяем, что

$$\psi((1 - \alpha)\mathbf{A} + \alpha\mathbf{B}) \leq (1 - \alpha)\psi(\mathbf{A}) + \alpha\psi(\mathbf{B}).$$

□

Лемма 2. Для произвольного фиксированного вектора $c \in \mathbb{R}^k$ и обратимой матрицы \mathbf{A} , элементы которой являются дифференцируемыми функциями параметра α имеет место формула

$$\frac{\partial}{\partial \alpha} c^T \mathbf{A}(\alpha)^{-1} c = c^T \mathbf{A}(\alpha)^{-1} \mathbf{A}'(\alpha) \mathbf{A}(\alpha)^{-1} c.$$

Доказательство. Рассмотрим $\mathbf{I}_k = \mathbf{A}(\alpha)^{-1} \mathbf{A}(\alpha)$. Тогда

$$\begin{aligned} \mathbf{0} &= (\mathbf{I}_k)'_{\alpha} = (\mathbf{A}(\alpha)^{-1} \mathbf{A}(\alpha))' = \mathbf{A}^{-1}(\alpha)' \mathbf{A}(\alpha) + \mathbf{A}^{-1}(\alpha) \mathbf{A}'(\alpha) \Leftrightarrow \\ &(\mathbf{A}^{-1}(\alpha))' = -\mathbf{A}^{-1}(\alpha) \mathbf{A}'(\alpha) \mathbf{A}^{-1}(\alpha) \end{aligned}$$

Домножая на c , c^T где необходимо, получаем нашу формулу. □

Лемма 3. Для любого невырожденного плана ξ справедливо неравенство

$$\max_{x \in \mathcal{X}} \varphi(x, \xi) \geq c^T \mathbf{M}^{-1}(\xi) c.$$

Доказательство.

$$\begin{aligned} \max_{x \in \mathcal{X}} \varphi(x, \xi) &\geq \int_{\mathcal{X}} \varphi(x, \xi) \xi(dx) = \int_{\mathcal{X}} (f^T(x) \mathbf{M}^{-1}(\xi) c)^2 \xi(dx) \\ &= \int_{\mathcal{X}} \text{tr} f^T(x) \mathbf{M}^{-1}(\xi) c f^T(x) \mathbf{M}^{-1}(\xi) c \xi(dx) = \int_{\mathcal{X}} \text{tr} f^T(x) \mathbf{M}^{-1}(\xi) f(x) \xi(dx) c^T \mathbf{M}^{-1}(\xi) c \\ &= c^T \mathbf{M}^{-1}(\xi) c, \end{aligned}$$

так как для следа матрицы выполняется:

$$\text{tr} \mathbf{AB} = \text{tr} \mathbf{BA}, \quad \text{tr} \mathbf{A} = \text{tr} \mathbf{A}^T.$$

□

Теперь докажем саму теорему.

Доказательство. Необходимость. Пусть ξ^* — c -оптимальный план. Рассмотрим план $\xi_{\alpha} = (1 - \alpha)\xi^* + \alpha\xi_x$, где $\xi_x = \binom{x}{1}$ — план, сосредоточенный в точке x , $0 < \alpha < 1$. В силу C -оптимальности плана ξ^* имеет место неравенство:

$$\begin{aligned} c^T \mathbf{M}^{-1}(\xi_{\alpha}) c &\geq c^T \mathbf{M}^{-1}(\xi^*) c \Leftrightarrow \\ c^T \frac{\mathbf{M}^{-1}(\xi_{\alpha}) - \mathbf{M}^{-1}(\xi^*)}{\alpha} c &\geq 0 \end{aligned}$$

В пределе $\alpha \rightarrow 0_+$:

$$\begin{aligned} &\frac{\partial}{\partial \alpha} c^T \mathbf{M}^{-1}(\xi_{\alpha}) c|_{\alpha=0_+} \\ &= -c^T \mathbf{M}^{-1}(\xi^*) \frac{\partial}{\partial \alpha} (\mathbf{M}(\xi_{\alpha}))|_{\alpha=0_+} \mathbf{M}^{-1}(\xi^*) c \geq 0. \end{aligned}$$

Учитывая, что $\xi_{\alpha} = (1 - \alpha)\xi^* + \alpha\xi_x$

$$\frac{\partial}{\partial \alpha} (\mathbf{M}(\xi_{\alpha}))|_{\alpha=0_+} = -\mathbf{M}(\xi^*) + \mathbf{M}(\xi_x).$$

Подставляя это в неравенство, получим

$$\begin{aligned} & -c^T \mathbf{M}^{-1}(\xi^*) (-\mathbf{M}(\xi^*) + \mathbf{M}(\xi_x)) \mathbf{M}^{-1}(\xi^*) c \geq 0 \Leftrightarrow \\ & c^T \mathbf{M}^{-1}(\xi^*) c \geq c^T \mathbf{M}^{-1}(\xi^*) \mathbf{M}(\xi_x) \mathbf{M}^{-1}(\xi^*) c = c^T \mathbf{M}^{-1}(\xi^*) f(x) f^T(x) \mathbf{M}^{-1}(\xi^*) c \\ & = (f^T \mathbf{M}^{-1}(\xi^*) c)^2 = \varphi(x, \xi^*) \end{aligned}$$

Отсюда, $\max \varphi(x, \xi^*) \leq c^T \mathbf{M}^{-1}(\xi^*) c$. Используя лемму 3 (отметить), приходим к равенству.

Достаточность. От противного. Пусть существует план

$$\xi^* : \max_x \varphi(x, \xi^*) = c^T \mathbf{M}^{-1}(\xi^*) c,$$

который не является c -оптимальным планом. Пусть ξ_c — c -оптимальный план. Для плана $\xi_\alpha = (1 - \alpha)\xi^* + \alpha\xi_c$ в силу леммы 1 (о вогнутости на множестве положительно определённых матриц) имеем

$$c^T \mathbf{M}^{-1}(\xi_\alpha) c \leq (1 - \alpha) c^T \mathbf{M}^{-1}(\xi^*) c + \alpha c^T \mathbf{M}^{-1}(\xi_c) c.$$

Вычитая $c^T \mathbf{M}^{-1}(\xi^*) c$, получаем

$$c^T \mathbf{M}^{-1}(\xi_\alpha) c - c^T \mathbf{M}^{-1}(\xi^*) c \leq \alpha c^T (\mathbf{M}^{-1}(\xi_c) - \mathbf{M}^{-1}(\xi^*)) c < 0,$$

так как план ξ^* не c -оптимальный. Из полученного неравенства следует, что

$$c^T \frac{\mathbf{M}^{-1}(\xi_\alpha) - \mathbf{M}^{-1}(\xi^*)}{\alpha} c < 0,$$

и значит,

$$\frac{\partial}{\partial \alpha} c^T \mathbf{M}^{-1}(\xi_\alpha) c|_{\alpha=0+} = -c^T \mathbf{M}^{-1}(\xi^*) (-\mathbf{M}(\xi^*) + \mathbf{M}(\xi_c)) \mathbf{M}^{-1}(\xi^*) c < 0,$$

откуда

$$c^T \mathbf{M}^{-1}(\xi^*) c < c^T \mathbf{M}^{-1}(\xi^*) \mathbf{M}(\xi_c) \mathbf{M}^{-1}(\xi^*) c.$$

С другой стороны, план $\xi^* : \max_x \varphi(x, \xi^*) = c^T \mathbf{M}^{-1}(\xi^*) c$. Это означает, что

$$c^T \mathbf{M}^{-1}(\xi^*) \mathbf{M}(\xi_c) \mathbf{M}^{-1}(\xi^*) c = \int (f^T \mathbf{M}^{-1}(\xi^*) c)^2 \xi_c(dx) = \int \varphi(x, \xi^*) \xi_c(dx) \leq \max_x \varphi(x, \xi^*)$$

Получили противоречие. Следовательно, план ξ^* — c -оптимальный план. \square

6 Определения

Определение.

\mathcal{X} — некоторое заданное множество планов, предполагается компактным.

Определение.

Точный план эксперимента ξ_N — это дискретная вероятностная мера

$$\xi_N \sim \begin{pmatrix} x_1 & x_2 & \dots & x_N \\ 1/N & 1/N & \dots & 1/N \end{pmatrix}, \quad x_i \in \mathcal{X}, \quad i = 1, \dots, N.$$

Определение.

Приближённый план эксперимента ξ — это вероятностная мера

$$\xi \sim \begin{pmatrix} x_1 & x_2 & \dots & x_n \\ \omega_1 & \omega_2 & \dots & \omega_n \end{pmatrix}, \quad x_i \in \mathcal{X}, \quad i = 1, \dots, n; \quad \omega_i > 0, \quad \sum_{i=1}^n \omega_i = 1.$$

Определение.

Информационная матрица $\mathbf{M}(\xi)$ — это

$$\mathbf{M}(\xi) = \int_{\mathcal{X}} f(x) f(x)^T \xi(dx),$$

где $f(x) = (f_0(x), \dots, f_m(x))^T$, где $f_i(x)$, $i = 0, \dots, m$ — заданные функции.

Определение.

Ξ_n — множество приближённых планов, заданных в n точках (с ненулевыми коэффициентами). $\Xi = \bigcup_{n=1}^{\infty} \Xi_n$

Определение.

$$\mathcal{M} = \{\mathbf{M} : \mathbf{M} = \mathbf{M}(\xi), \xi \in \Xi\}$$

это множество всех информационных матриц. Если рассматривается линейная регрессионная модель, то \mathcal{M} — компактное множество в пр-ве $\mathbb{R}^{m(m+1)/2}$, где m — размерность вектора $f(x)$.

Определение.

Если для некоторого плана ξ информационная матрица $\mathbf{M}(\xi)$ невырожденная, то ξ — невырожденный план.

Определение.

Дисперсионная матрица невырожденного плана ξ — это матрица

$$\mathbf{D}(\xi) = \mathbf{M}(\xi)^{-1}.$$

Теорема Каратеодори обосновывает применимость приближённых планов эксперимента.

Не очень понятно, для чего нужно высказывание: “Как правило, не существует такого невырожденного плана ξ^* , что

$$\mathbf{D}(\xi^*) \leq \mathbf{D}(\xi)$$

для любого невырожденного плана $\xi \in \Xi$.”

Тогда придумаем пример. Пусть $f(x) = x$, $\mathcal{X} = \mathbb{R}$, тогда

$$\mathbf{M}(\xi) = \int_{\mathcal{X}} x^2 \xi(dx) = \sum_{i=1}^n w_i x_i^2.$$

Понятно, что

$$\mathbf{D}(\xi) = \mathbf{M}(\xi)^{-1} = \left(\sum_{i=1}^n w_i x_i^2 \right)^{-1}.$$

Допустим,

$$\xi = \begin{pmatrix} x_1 \\ 1 \end{pmatrix}.$$

Если $x_1 \rightarrow \infty$, то $\mathbf{D}(\xi) \rightarrow 0$, из чего следует, что $\arg \inf_{\mathcal{X}} \mathbf{D}(\xi) \notin \mathcal{X}$.

Следующий вопросы: для чего нужны критерии оптимальности и что подразумевается под "вогнутыми функциями на множестве информационных матриц"?

- Для чего нужны критерии оптимальности? Поскольку не существует универсального способа определения наилучшего невырожденного плана, предлагается ввести критерии оптимальности по которым можно найти оптимальный план — решение критерия. Каждый критерий ставит свою задачу, для которой мы и находим оптимальный план.
- Вогнутые функции на множестве информационных матриц/Выпуклые функции на множестве дисперсионных матриц — на самом деле критерии можно интерпретировать как класс функций с определёнными свойствами, которые сами по себе интерпретируют информационную матрицу, сопоставляя ей какое-либо скалярное значение.

Тем самым, критерий — скалярная функция от матрицы, для которой оптимальный план — план $\xi \in \Xi$, на котором достигается \inf, \sup .

Далее возникает вопрос, считать ли \inf критерия от $\mathbf{M}^-(\xi)$ ($= \mathbf{D}(\xi)$, если $\mathbf{M}^-(\xi)$ — обратима) или от $\mathbf{M}(\xi)$? Наверно, хотим найти $\arg \inf_{\xi} \mathbf{D}(\xi)$. В статистике оценка $\hat{\theta}$ называется эффективной (для несмещённых оценок), если на ней достигается $\inf \mathbf{D}\hat{\theta}$. Приведём несколько примеров критериев:

Определение.

D-критерий (D — determinant).

$$\det \mathbf{M}(\xi) \rightarrow \sup_{\xi \in \Xi}$$

или

$$\det \mathbf{D}(\xi) \rightarrow \inf_{\xi \in \Xi}.$$

Определение.

G-критерий. (G — general variance).

$$\max_{x \in \mathcal{X}} d(x, \xi) \rightarrow \inf_{\xi \in \Xi_H},$$

где $d(x, \xi) = f^T(x) \mathbf{D}(\xi) f(x)$. Эти критерии уместны для нахождения оптимального плана в классе линейных несмещённых оценок.