

П.Н.Сапожников
(Пермский университет)

БЛИЗКИЕ К МАКСИМИННЫМ ТЕСТЫ В СЛУЧАЕ
КОНЕЧНОГО ЧИСЛА ГИПОТЕЗ

Пусть на основе статистической структуры $(U, \mathcal{A}, P_\theta, \theta \in \Omega)$ проверяется гипотеза $H_0: \theta \in \Omega_0 \subset \Omega$ против альтернативы $H_1: \theta \in \Omega_1, (\Omega = \Omega_0 \cup \Omega_1, \Omega_0 \cap \Omega_1 = \emptyset)$, \mathcal{K}_α - множество всех тестов, уровень которых не превосходит α (α - некоторое заранее заданное число в диапазоне $(0, 1)$).

Хорошо известно, что теста, доставляющего равномерный на Ω supremum функционалам

$$M_\theta \beta = \int_U \beta(u) dP_\theta(u) \quad (\beta \in \mathcal{K}_\alpha),$$

во многих случаях не существует. Напротив, максиминный тест, т.е. тест, доставляющий supremum функционалу

$$\inf_{\theta \in \Omega_1} M_\theta \beta$$

в \mathcal{K}_α , существует при весьма общих ограничениях [I] и совпадает с равномерно наилучшим, если таковой существует.

К сожалению, отыскание максиминных тестов представляет собой весьма сложную математическую проблему. Упрощения можно добиться, если сузить исходный класс тестов.

В настоящей работе предлагается метод построения приближенно максиминного теста, в основе которого лежит отмеченная идея, для случая, когда множество Ω содержит лишь конечное число параметров $\Omega = \{\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_n\}$.

Пусть $\Omega = \{\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_m\}$, а $\Omega_0 = \{\theta_{m+1}, \theta_{m+2}, \dots, \theta_n\}$. Через $f_k(u)$ обозначим плотности в смысле Радона-Никодина мер P_{θ_k} относительно меры $\mu = P_{\theta_1} + P_{\theta_2} + \dots + P_{\theta_n}$. Выбор плотностей f_k можно осуществить таким образом, что

$$f_k(u) \leq 1, \sum_{k=1}^m f_k(u) = 1 \quad \text{для всех } u \in U.$$

Определим гильбергово пространство H как линейное замыкание множества $\{f_1, f_2, \dots, f_n\}$ в пространстве всех интегрируемых с

квадратом относительно меры μ статистик на U . Наконец, через $\tilde{\mathcal{K}}_\alpha$ обозначим класс всех тестов из \mathcal{K}_α , принадлежащих H . Сужение исходного множества тестов в целом уменьшает функции мощностей, но зато построение максиминного теста в $\tilde{\mathcal{K}}_\alpha$ существенно проще. Кроме того, при увеличении числа альтернатив, множество $\tilde{\mathcal{K}}_\alpha$ расширяется и мощность максиминного теста увеличивается. Это дает повод называть максиминный тест в $\tilde{\mathcal{K}}_\alpha$ приближенным максиминным.

Для сокращения записей примем следующие обозначения:

$$f_1 = \begin{pmatrix} f_1 \\ f_2 \\ \vdots \\ f_m \end{pmatrix}, \quad f_2 = \begin{pmatrix} f_{m+1} \\ f_{m+2} \\ \vdots \\ f_n \end{pmatrix},$$

$$A_1 = (f_1, f_1^\top), \quad A_{12} = (f_1, f_2^\top), \quad A_2 = (f_2, f_2^\top),$$

$$A = \begin{bmatrix} A_1 & A_{12} \\ A_{12}^\top & A_2 \end{bmatrix}, \quad e_i - \text{единичные векторы в } R_m.$$

Л е м м а I. Если f_1, f_2, \dots, f_n линейно независимы μ -п.в. на U , то для каждого i ($i = 1, 2, \dots, m$) существует статистика Ψ_i ($\Psi_i \in H$), удовлетворяющая условиям

$$M_{\theta_j} \Psi_i = 0 \text{ для всех } j \in \{1, 2, \dots, i-1, i+1, \dots, n\},$$

$$M_{\theta_i} \Psi_i = I.$$

Для каждого i ($i = 1, 2, \dots, m$) Ψ_i – единственная μ -п.в. статистика в H , удовлетворяющая указанным условиям, и определяется формулой

$$\Psi_i = (f_1^\top - f_2^\top A_2^{-1} A_{12}^\top) (A_1 - A_{12} A_2^{-1} A_{12}^\top)^{-1} e_i.$$

Д о к а з а т е л ь с т в о. Проверка равенств осуществляется непосредственно, а единственность μ -п.в. статистик Ψ_i следует из линейной независимости μ -п.в. базиса H .

Пусть W – множество риска, т.е. подмножество m -мерного евклидова пространства вида

$$W = \{M_{\theta_1} \beta, M_{\theta_2} \beta, \dots, M_{\theta_m} \beta, \beta \in \tilde{\mathcal{K}}_\alpha\},$$

β_i – наилучшие тесты в $\tilde{\mathcal{K}}_\alpha$ для проверки гипотезы $H_0: \theta \in \Omega_0$ против простых альтернатив $H_1: \theta = \theta_i$ ($i = 1, 2, \dots, m$).

Так как \supseteq -сигнатура функционала $M_{\theta_i} \beta$ на $\tilde{\mathcal{K}}_\alpha$ достигается в некоторой точке этого множества, то при любой i наилучший тест существует. Действительно, всякий тест из $\tilde{\mathcal{K}}_\alpha$ уровня α имеет вид

$$\beta = \alpha + \sum_{i=1}^m x_i \psi_i ,$$

где x_1, x_2, \dots, x_n удовлетворяют условию

$$-\alpha \leq \sum_{i=1}^m x_i \psi_i \leq 1 - \alpha .$$

Отсюда следует, что $\tilde{\mathcal{K}}_\alpha$ — ограниченное замкнутое выпуклое подмножество H и потому линейный непрерывный функционал в H

$$M_{\theta_i} \beta = (f_i, \beta)$$

достигает точной верхней грани в некоторой точке $\tilde{\mathcal{K}}_\alpha$ ([21, с. 75]).

Лемма 2. I. Множество риска является выпуклым замкнутым подмножеством R_m .

2. Пусть Γ — та часть границы множества риска, которая принадлежит подмножеству R_m вида

$$\bigcap_{j=1}^m \{x : x_i \geq M_{\theta_i} \beta_j, i = 1, \dots, j-1, j+1, \dots, m\} .$$

Тогда всякая точка $x \in \Gamma$ есть вектор риска некоторого байесова теста из $\tilde{\mathcal{K}}_\alpha$. Наоборот, вектор риска всякого байесового теста из $\tilde{\mathcal{K}}_\alpha$ принадлежит Γ .

Доказательство. Первое утверждение леммы очевидно, поэтому остановимся лишь на доказательстве второго.

Пусть $x^{(0)} \in \Gamma$, а $\ell(x) = \ell(x^{(0)})$ — опорная гиперплоскость в точке $x^{(0)}$. Из определения Γ и выпуклости W следует, что вектор нормали λ в точке $x^{(0)}$ указанной гиперплоскости, внешней по отношению к W , имеет неотрицательные координаты. Следовательно, не нарушая общности, можно считать, что координаты λ удовлетворяют условию

$$\sum_{k=1}^m \lambda_k = 1 .$$

Кроме того, в силу выбора λ для всякой точки из области риска имеет место неравенство

$$\sum_{k=1}^m \lambda_k x_k \leq \sum_{k=1}^m \lambda_k x_k^{(0)},$$

т.е. $(x_1^{(0)}, \dots, x_m^{(0)})$ — вектор риска некоторого байесового теста из $\tilde{\mathcal{K}}_\alpha$. Обратное утверждение очевидно.

Положим теперь

$$\tilde{\psi} = \sum_{i=1}^m \psi_i$$

и определим числа K_1, K_2 следующим образом:

$$K_1 = \text{ess inf}_{(u, \lambda, \mu)} \tilde{\psi}(u),$$

$$K_2 = \text{ess sup}_{(u, \lambda, \mu)} \tilde{\psi}(u).$$

Далее выберем $\psi(u)$ в классе μ — эквивалентных $\tilde{\psi}(u)$ таким образом, чтобы числа K_1, K_2 служили нижней и верхней границей ψ соответственно.

Теорема. В классе $\tilde{\mathcal{K}}_\alpha$ существует максиминный тест. Пусть равномерно наилучшего в $\tilde{\mathcal{K}}_\alpha$ теста нет. Если Γ пересекается с прямой $x_1 = x_2 = \dots = x_m$ и c — координата точки пересечения, то максиминный тест равен

$$\alpha + c\psi,$$

при этом

$$c = \min \left[1, -\frac{\alpha}{K_1}, \frac{1-\alpha}{K_2} \right].$$

Доказательство. Для любого теста

$$\beta = \alpha + \sum_{k=1}^m x_k \psi_k \in \tilde{\mathcal{K}}_\alpha$$

имеет место

$$\min_{1 \leq k \leq m} M_{\theta_k} \beta = \min_{1 \leq k \leq m} (\alpha + x_k).$$

Следовательно, задача о построении максиминного теста сводится к следующей стандартной задаче: найти максимум вогнутой функции

$$\psi(x_1, x_2, \dots, x_m) = \min_{1 \leq k \leq m} (\alpha + x_k)$$

на ограниченном выпуклом замкнутом подмножестве $W \subset R_m$. Однако последняя задача имеет решение.

Если Γ пересекается с прямой $x_1 = x_2 = \dots = x_m$ в некоторой точке $y = (c, c, \dots, c)$, то тест, точкой риска которого является y — максиминный, как байесов тест с постоянной мощностью ([3], с. 371).

В случае, если Γ не пересекается с указанной прямой, она не пересекается хотя бы с одной из областей вида

$$B_k = \{x : x_k = \min(x_1, x_2, \dots, x_m)\}.$$

Пусть, например, $\Gamma B_m = \emptyset$, тогда максиминный тест следует искать в классе тестов вида

$$\beta' = \alpha + \sum_{k=1}^{m-1} x_k \psi_k,$$

так как

$$\min_{1 \leq k \leq m} x_k = \min_{1 \leq k \leq m-1} x_k \quad \text{для всех } x \in W.$$

Поскольку $M_{\theta_m} \beta' = \alpha$, то областью риска тестов β' служит $W' = W \cap \{x_m = \alpha\}$, а рассматриваемый нами кусок границы Γ заменяется на $\Gamma' = \Gamma \cap \{x_m = \alpha\}$.

Таким образом, отыскание максиминного теста в классе $\tilde{\mathcal{K}}_\alpha$ в случае, когда $\Gamma B_m = \emptyset$ сводится к задаче меньшей размерности в классе тестов

$$\tilde{\mathcal{K}}_\alpha' : \beta' = \alpha + \sum_{k=1}^{m-1} x_k \psi_k$$

найти максиминный тест для проверки гипотезы $\theta \in \Omega_0$, против альтернативной гипотезы: $\theta \in \{\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_{m-1}\}$.

Нетрудно видеть, что к этой новой задаче применима рассмотренная теорема с очевидными изменениями.

В заключение заметим, что $\Gamma B_k = \emptyset$, если точка риска всех тестов $(\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_m)$ не принадлежит B_k .

Л и т е р а т у р а

1. В альд А. Статистические решающие функции. - В сб. Позиционные игры. М., Наука, 1967.
2. Балакришнан А. Введение в теорию оптимизации в гильбертовом пространстве. М., Мир, 1974.
3. Закс Ш. Теория статистических выводов. М., Мир, 1975.