

КАЗАНСКИЙ ГОСУДАРСТВЕННЫЙ УНИВЕРСИТЕТ  
ИНСТИТУТ ИНФОРМАТИКИ

ISBN 5-900975-27-4

ИССЛЕДОВАНИЯ ПО ПРИКЛАДНОЙ  
МАТЕМАТИКЕ И ИНФОРМАТИКЕ

Выпуск 23

ИЗДАТЕЛЬСТВО КАЗАНСКОГО  
МАТЕМАТИЧЕСКОГО ОБЩЕСТВА

КАЗАНЬ - 2001

УДК 519.6  
ББК 22.193+22.311  
И89

Печатается по рекомендации Редакционно-издательского  
Совета факультета ВМК Казанского государственного университета

Научный редактор - профессор Лапин А.В.  
Составитель - доцент Задворнов О.А.  
Рецензенты - профессор Лапко А.Д., доцент Стребков Е.В.

**И89** Исследования по прикладной математике и информатике.  
Сборник научных статей. - Выпуск 23. - Казань: Издательство  
Казанского математического общества, 2001. - 164 с.

ISBN 5-900975-27-4

В сборник включены статьи, посвященные актуальным вопросам прикладной математики и информатики, таким, как численные методы решения задач математической физики, математическое моделирование механических, физических и экономических процессов, методы оптимизации, математическая статистика.

Сборник предназначен для научных работников, аспирантов и студентов старших курсов, специализирующихся в области прикладной математики.

УДК 519.6  
ББК 22.193+22.311

ISBN 5-900975-27-4

©Издательство Казанского  
математического общества, 2001

УДК 519.68

## ПОСТАНОВКА И ИССЛЕДОВАНИЕ СТАЦИОНАРНЫХ ЗАДАЧ ТЕОРИИ МЯГКИХ ОБОЛОЧЕК С НЕВЫПУКЛЫМ ДОСТИЖИМЫМ МНОЖЕСТВОМ<sup>1)</sup>

И.Б. Вагрияев, О.А. Задворнов, В.В. Вандеров

Казанский государственный университет

### 1. Введение

Рассматривается плоская задача об определении положения равновесия мягкой оболочки, закрепленной по краям и находящейся под воздействием массовых сил и следящей поверхностью нагрузки и ограниченной препятствием. Деформации и перемещения оболочки допускаются конечными. Построение и исследование математической модели аналогичной задачи без препятствия или с плоским препятствием изучались в работах [1] - [3], где математически задачи формулировались в виде уравнений с псевдомонотонными операторами в банаховых пространствах или же в виде соответствующих вариационных неравенств на выпуклых замкнутых множествах. В настоящей работе предполагается, что поверхность препятствия задается непрерывно-дифференцируемой вогнутой функцией. Это приводит к появлению невыпуклого множества допустимых положений оболочки, и задачу приходится формулировать в виде квазивариационного (см. [4]) неравенства. Доказана теорема существования решения этого квазивариационного неравенства.

### 2. Постановка задачи

Уравнение равновесия мягкой бесконечно длинной цилиндрической оболочки, закрепленной по краям и находящейся под воздействием массовых сил и следящей поверхностью нагрузки описывается следующей

<sup>1)</sup>Работа выполнена при поддержке Раффии (грант № 01-01-00616)

меньшей концентрации  $\eta^*$  в системе возникает анизотропная фаза (аналогичный результат для модели Онзагера получен в [4]).

В результате вычисления свободной энергии на каждой из ветвей  $f_i$  ( $i = 0, 1, 2$ ) оказалось, что точка  $\eta^*$  является точкой потери устойчивости для изотропной фазы: при  $\eta < \eta^*$  устойчива изотропная фаза, а при  $\eta > \eta^*$  - анизотропная фаза с ориентационной плотностью  $f_2$ .

### Литература

1. П.Ж. Де Жен. Физика жидких кристаллов. - М.: Мир, 1977, 400 с.
2. R.F. Kayser, H.J. Raveche. Vibration in Onsager's model of the isotropic-nematic transition // Phys. Rev., 1978, V. A17, № 6, P.2067-2072.
3. Д.Д. Эскин. Уравнение Онзагера как уравнение Ляпунова-Шмидта // Известия вузов. Матем., 1998, № 8, С. 71-78.
4. J.D. Parsons. Nematic ordering in a system of rods // Phys. Rev. A., 1979, V.19, № 1, P. 1225-1230.
5. Д.Д. Эскин. Об интегральном уравнении теории фазовых переходов в системе малых стержней // Теорет. и матем. физика, 1996, Т.109, № 3, С. 427-440.
6. Д.Д. Эскин. Об интегральном уравнении, описывающем фазовые переходы в системе малых стержней // Фундамент. анализ и его прилож., 1999, Т.33, № 1, С. 92-95.
7. М.М. Вайнберг, В.А. Треногин. Теория ветвления решений нелинейных уравнений. - М.: Наука, 1969, 528 с.
8. Д.Д. Эскин. Об интегральном уравнении, описывающем ориентационные фазовые переходы в модели Парсона // Изв. вузов. Матем., 1999, № 10, С.63-72.
9. И.С.Трапштейн, И.М.Рыжик. Таблицы интегралов, сумм, рядов и произведений. - М.: ГИФМЛ, 1962, 1100 с.
10. Н.Я. Виленкин. Специальные функции и теория представлений групп. - М.: Наука. 1965, 588 с.

УДК 519.958

## АСИМПТОТИКА НЕОБХОДИМОГО ОБЪЕМА ВЫБОРКИ ДЛЯ ЛОКАЛЬНО АСИМПТОТИЧЕСКИ НОРМАЛЬНЫХ ЭКСПЕРИМЕНТОВ

И.Н. Володин, Ан.А. Новиков, М.Г. Тес-Санче

Казанский государственный университет,

Universidad Autónoma Metropolitana - Izapalapa, México

Исследуется асимптотическое поведение необходимого объема выборки при д-гарантийном различении сложных гипотез и при более общих предположениях о локальной асимптотической нормальности статистического эксперимента; ранее, в работе [1] аналогичная задача решалась в рамках стандартных условий регулярности статистического эксперимента (см., напр., [2], §7, стр. 93).

Пусть  $H_0 : \theta \in \Theta_0 = \{\theta \leq \theta_0\}$  и  $H_1 : \theta \in \Theta_1 = \{\theta > \theta_0\}$  - две гипотезы о скалярном параметре  $\theta$  распределения  $P_\theta$  компонент случайной выборки  $X^{(n)} = (X_1, X_2, \dots, X_n)$  из этого распределения. Предположим, что  $P_\theta$  имеет плотность вероятности  $f(x|\theta)$  относительно некоторой  $\sigma$ -конечной меры  $\mu$  на измеримом пространстве значений наблюдаемой случайной величины, в то время как значение параметра  $\theta \in \Theta \subseteq \mathbb{R}$  является реализацией случайной величины  $\vartheta$  с априорным распределением, имеющим плотность вероятности  $g(\theta)$ ,  $\theta \in \Theta$  относительно меры Лебега.

Статистический критерий  $\varphi_n = \varphi_n(X^{(n)})$  называется д-гарантийным уровнем  $(\beta_0, \beta_1)$ , если

$$P(\vartheta \in \Theta_0 | принята H_1) = \frac{E \varphi_n I(\vartheta \in \Theta_0)}{E \varphi_n} \leq \beta_0,$$

$$P(\vartheta \in \Theta_1 | принята H_0) = \frac{E(1 - \varphi_n) I(\vartheta \in \Theta_1)}{E(1 - \varphi_n)} \leq \beta_1,$$

где  $\beta_0, \beta_1, 0 < \beta_0 < 1, 0 < \beta_1$  - заданные уровни д-апостериорных вероятностей ошибок,  $I(A)$  - индикатор события  $A$ .

Необходимый объем выборки (НОВ)  $n^* = n^*(\beta_0, \beta_1)$  определяется как минимальный объем выборки  $n$ , для которого существует д-гарантийный критерий  $\varphi_n = \varphi_n(X_1, X_2, \dots, X_n)$  уровня  $(\beta_0, \beta_1)$ .

Как показано С.В. Симпушкиным (см. [3]) критерий  $\varphi_n(X^{(n)})$ , соответствующий НОВ, основан на статистике  $T_n = T_n(X^{(n)}) = P\{\theta \in \Theta_0 | X^{(n)}\}$  и имеет форму

$$\varphi_n = \varphi_n(X^{(n)}) = \begin{cases} 1, & \text{если } T_n < c, \\ \gamma, & \text{если } T_n = c, \\ 0, & \text{если } T_n > c. \end{cases}$$

Если  $H_n(t|\theta) = P\{T_n < t|\theta\}$  - функция распределения статистики  $T_n$ , то оперативная характеристика критерия  $\varphi_n$  имеет вид

$$L_n(c, \gamma|\theta) = E_\theta(1 - \varphi_n(X^{(n)})) = 1 - H_n(c\theta) + (1 - \gamma)[H_n(c) - H_n(c - 0|\theta)].$$

Тогда, в терминах  $L_n$ , НОВ  $n^*(\beta_0, \beta_1)$  определяется как такое минимальное  $n$ , что для некоторых постоянных  $c \in [0, 1]$  и  $\gamma \in [0, 1]$  имеют место соотношения:

$$R_0(n, c, \gamma) = \frac{I_{\beta_0}(1 - L_n(c, \gamma|\theta))g(\theta)d\theta}{I_{\beta_0}(1 - L_n(c, \gamma|\theta))g(\theta)d\theta} = \beta_0,$$

$$R_1(n, c, \gamma) = \frac{I_{\beta_1}L_n(c, \gamma|\theta)g(\theta)d\theta}{I_{\beta_1}L_n(c, \gamma|\theta)g(\theta)d\theta} \leq \beta_1.$$

Константы  $c, \gamma$ , соответствующие  $n^*(\beta_0, \beta_1)$ , обозначим через  $c^* = c^*(\beta_0, \beta_1)$ ,  $\gamma^* = \gamma^*(\beta_0, \beta_1)$ .

Предполагается, что априорные вероятности  $G_i = P\{\theta \in \Theta_i\} > \beta_i, i = 0, 1$ , поскольку в противном случае д-гарантийное решение может быть принято без проведения наблюдений (см. [2]).

В работе [3] было исследовано асимптотическое поведение НОВ  $n^*(\beta_0, \beta_1)$ , при  $\beta_0, \beta_1 \rightarrow 0$ , в случае регулярности статистического эксперимента. Цель данной работы - исследовать асимптотику НОВ в более общем случае, когда, вообще говоря, не предполагается регулярность статистического эксперимента. Вместо этого потребуем, чтобы для эксперимента выполнялось условие локальной асимптотической

нормальности (ЛАН). В частности, этот случай включает "почти гладкие" эксперименты, рассмотренные, например, в [1].

Пусть

$$Z_n^n(u) = \prod_{i=1}^n \frac{f(X_i|\theta + u\varepsilon(n))}{f(X_i|\theta)}$$

отношение правдоподобия, в котором  $\varepsilon(n) \rightarrow 0$  - некоторая "нормализующая" последовательность. Предположим также, что выполняются следующие условия (см. [2], глава 2, стр. 167).

(N1). Для любого компактного множества  $K \subset \Theta$  и любой последовательности  $u_n \rightarrow u$  имеет место стохастическое представление

$Z_n^n(u_n) = \exp\{\xi_n u - u^2/2 + \psi_n(\theta_n, u_n)\}$ , где  $\mathcal{L}(\xi_n | P_{\theta_n}) \rightarrow \mathcal{N}(0, 1)$  и для любого  $\varepsilon > 0$  вероятность  $P_{\theta_n}(|\psi_n(\theta_n, u_n)| > \varepsilon) \rightarrow 0$ , когда  $n \rightarrow \infty$ .

(N2). Для любого компакта  $K \subset \Theta$

$$\sup_{\theta \in K} \sup_{|u| < R} |u - v|^{-\beta} E_\theta |Z_n^{1/2}(u) - Z_n^{1/2}(v)|^2 < V(1 + R^\alpha).$$

(N3). Для любого компакта  $K \subset \Theta$  имеет место неравенство  $\sup_{\theta \in K} E_\theta Z_n^{1/2}(u) < \exp\{-g_n(|u|)\}$ , где  $g_n(y)$  - такая монотонно возрастающая функция, что  $\lim_{y \rightarrow \infty} y^N \exp\{-g_n(y)\} = 0$  для любого  $N > 0$ .

Сделаем также несколько предположений, касающихся параметрического пространства и априорного распределения.

(С1). Параметрическое пространство  $\Theta$  является компактным.

(С2). Априорная плотность вероятности  $g(\theta)$  непрерывна в точке  $\theta_0$  и  $g(\theta_0) > 0$ .

(С3). Точка  $\theta_0$  является внутренней точкой параметрического пространства  $\Theta$ .

**Теорема 1.** Пусть выполнены условия (N1)-(N3), (С1)-(С3). Если  $\beta_0, \beta_1 \rightarrow 0$  таким образом, что  $\beta_0/\beta_1 \rightarrow \tau$ ,  $0 < \tau < \infty$ , то для  $G_0/G_1 \neq \tau$   $\varepsilon(n^*(\beta_0, \beta_1)) \sim (\beta_0 G_1 - \beta_1 G_0)/(g(\theta_0)\Phi^{-1}(c))$  и  $c^*(\beta_0, \beta_1) \rightarrow c$ , где  $c$  задается корнем уравнения

$$\frac{\tau G_1}{G_0} = \frac{\Phi(\Phi^{-1}(c)) - (1 - c)\Phi^{-1}(c)}{\Phi(\Phi^{-1}(c)) + c\Phi^{-1}(c)}, \quad (1)$$

в котором  $\Phi(\cdot)$  – функция распределения, а  $\phi(\cdot)$  – функция плотности стандартного нормального закона; в случае  $G_0/G_1 = \gamma \varepsilon(n^*(\beta_0, \beta_1)) \sim \beta_0 G_1 \sqrt{2\pi}/g(\theta_0)$ . Если  $\beta_0/\beta_1 \rightarrow 0$ , то  $\varepsilon^*(\beta_0, \beta_1) \rightarrow 0$ , и  $\varepsilon(n^*(\beta_0, \beta_1))/\beta_1 \rightarrow 0$ ,  $\varepsilon(n^*(\beta_0, \beta_1))/\beta_0 \rightarrow \infty$ . Аналогично, если  $\beta_1/\beta_0 \rightarrow 0$ , то  $\varepsilon^*(\beta_0, \beta_1) \rightarrow 1$  и  $\varepsilon(n^*(\beta_0, \beta_1))/\beta_1 \rightarrow \infty$ ,  $\varepsilon(n^*(\beta_0, \beta_1))/\beta_0 \rightarrow 0$ .

Доказательству теоремы предположим несколько лемм.

**Лемма 1.** При выполнении условий (N1)-(N3) операторная характеристика критерия  $\varphi_n$  имеет следующее асимптотическое ( $n \rightarrow \infty$ ) представление:  $L_n(c, \gamma | \theta_0 + \lambda \varepsilon(n)) = 1 - \phi(\lambda + \phi^{-1}(c)) + o(1)$ , каково бы ни было  $\lambda \in \mathbb{R}$ .

**Доказательство.** В обозначениях  $\theta_n = \theta_0 + \lambda \varepsilon(n)$  апостериорная вероятность

$$T_n = \int_{\Theta_0} f_n(X^{(n)} | \theta) g(\theta) d\theta / \int_{\Theta} f_n(X^{(n)} | \theta) g(\theta) d\theta$$

после замены  $\theta = \theta_n + u\varepsilon(n)$  приобретает вид

$$T_n = \int_{U_{\Theta_0}} Z_{\theta_n}^n(u) g(\theta_n + u\varepsilon(n)) du / \int_{U_{\Theta}} Z_{\theta_n}^n(u) g(\theta_n + u\varepsilon(n)) du, \quad (2)$$

где  $U_{\Theta_0} = \{u : \theta_n + u\varepsilon(n) \in \Theta_0\}$ ,  $U_{\Theta} = \{u : \theta_n + u\varepsilon(n) \in \Theta\}$ .

Аналогично доказательству теоремы 10.2 из [2], глава 1 (см. формулу (10.9)) предельным  $T_n$  в форме  $T_n = \hat{T}_n(M) + \gamma_n(M)$ , где

$$\hat{T}_n(M) = \frac{\int_{-M}^M Z_{\theta_n}^n(u) du}{\int_{-M}^M Z_{\theta_n}^n(u) du},$$

а  $\gamma_n(M) \rightarrow 0$  по  $F_{\theta_n}$ -вероятности при  $M \rightarrow \infty$  равномерно по  $n > n_0$  для некоторого  $n_0 \geq 1$ .

В силу условия (N1) и теоремы 22 из Приложения 1 монографии [2] отношение интегралов (2) сходится ( $n \rightarrow \infty$ ) по  $F_{\theta_n}$ -распределению к

$$\hat{T}(M) = \frac{\int_{-M}^M \exp\{u\xi - u^2/2\} du}{\int_{-M}^M \exp\{u\xi - u^2/2\} du},$$

где  $\xi \sim \mathcal{N}(0, 1)$ . Поэтому, выбирая  $M$  достаточно большим и переходя к пределу при  $n \rightarrow \infty$ , получаем предельное выражение для распределения  $T_n$ :

$$\begin{aligned} \lim_{n \rightarrow \infty} H_n(t | \theta_n) &= \lim_{n \rightarrow \infty} P_{\theta_n}(\hat{T}_n(M) + \gamma_n(M) < t) = P(\hat{T}(\infty) < t) \\ &= P(\phi(-\lambda - \xi) < t) = \phi(\lambda + \phi^{-1}(t)). \end{aligned}$$

Поскольку последнее выражение является непрерывной функцией  $t$ , легко видеть, что для любого  $t$  величина скачка  $H_n(t) - H_n(t-0) \rightarrow 0$ , когда  $n \rightarrow \infty$ , так что

$$\lim_{n \rightarrow \infty} L_n(c, \gamma | \theta_n) = \lim_{n \rightarrow \infty} (1 - H_n(c | \theta_n)) = 1 - \phi(\lambda + \phi^{-1}(c)).$$

Следовательно, константа рандомизации  $\gamma$  не влияет на асимптотику оперативной характеристики критерия  $\varphi_n$ . ■

**Лемма 2.** При выполнении условий (N1)-(N3) и  $M \rightarrow \infty$

$$\begin{aligned} \sup_{U_{\Theta}^M} P(T_n > c | \theta_n) g(\theta_0 + \lambda \varepsilon(n)) d\lambda \rightarrow 0, \\ \text{где } U_{\Theta}^M = \{\lambda : \theta_0 + \lambda \varepsilon(n) \in \Theta\}, \lambda > M, \text{ и} \end{aligned}$$

$$\sup_{U_{\Theta}^M} P(T_n \leq c | \theta_n) g(\theta_0 + \lambda \varepsilon(n)) d\lambda \rightarrow 0,$$

где  $U_{\Theta}^M = \{\lambda : \theta_0 + \lambda \varepsilon(n) \in \Theta\}$ ;  $\lambda < -M$ .

**Доказательство.** Покажем только первое из соотношений, второе доказывается аналогично.

В силу неравенства Чебышева  $P_{\theta}(T_n > c) \leq E_{\theta} T_n / c$ , так что

$$\begin{aligned} J(M) &= \int_{U_{\Theta}^M} [1 - H_n(c | \theta_n)] g(\theta_n) d\lambda \leq \frac{1}{c} \int_{U_{\Theta}^M} E_{\theta_n} T_n g(\theta_n) d\lambda = \\ &= \frac{1}{c} \int_{U_{\Theta}^M} g(\theta_n) \int_{X^{(n)}} f_n(x^{(n)} | \theta_n) \frac{\int_{\Theta_0} f_n(x^{(n)} | t) g(t) dt}{\int_{\Theta} f_n(x^{(n)} | t) g(t) dt} d\mu_n(x^{(n)}) d\lambda. \end{aligned}$$

Делая замену переменной  $t = \theta_n + u\varepsilon(n)$  (сравните с заменой (2)) в правой части последнего неравенства, получаем

$$\frac{1}{c} \int_{U_{\Theta}^M} g(\theta_n) d\lambda \int_{X^{(n)}} f_n(x^{(n)} | \theta_n) \frac{\int_{U_{\Theta_0}} Z_{\theta_n}^n(u) g(\theta_n + u\varepsilon(n)) du}{\int_{U_{\Theta}} Z_{\theta_n}^n(u) g(\theta_n + u\varepsilon(n)) du} d\mu_n(x^{(n)}).$$

По аналогии с доказательством Теоремы 10.2 главы 1 монографии [2], введем системе подмножеств  $\Gamma_n$  множества  $U_n$ , полагаем  $\Gamma_n = [H - 1, H) \cap U_n$  для  $H = -M, -M - 1, \dots$ . В силу леммы 5.2 главы 1 из [2] существуют такие постоянные  $b > 0$  и  $V > 0$ , что

$$E_{\theta_n} Q_H \leq V(1 + |H|^b) \exp\{-b\gamma_n(H)\},$$

где

$$Q_H = \frac{\int_{\Gamma_n} Z_{\theta_n}^n(u)g(\theta_n + u\epsilon(n))du}{\int_{\Gamma_n} Z_{\theta_n}^n(u)g(\theta_n + u\epsilon(n))du}.$$

Теперь для интеграла  $J(M)$  получаем следующую оценку сверху:

$$J(M) \leq \frac{1}{c} \int_{\Gamma_n} g(\theta_0 + \lambda\epsilon(n)) \sum_k E_{\theta_n} Q_{-M-k} d\lambda,$$

где суммирование распространяется на все  $k \geq 0$  для которых  $\Gamma_{-M-k} \neq \emptyset$ , и поэтому

$$J(M) \leq \frac{V}{c} \sum_{k=0}^{\infty} (1 + (M+k)^b) \exp\{-b\gamma_n(M+k)\} \rightarrow 0,$$

когда  $M \rightarrow \infty$  (см. условие (N3)). ■

Теперь изучим асимптотику интегралов в числителе (2).

**Лемма 3.** При выполнении условий (N1)-(N3), (C1) и (C2) для любой последовательности  $c_n \rightarrow c$ ,  $0 < c < 1$ , и для любого  $\gamma_n \in [0, 1]$

$$J_{1,n} = \int_{\theta_0}^c L_n(c_n, \gamma_n | \theta) g(\theta) d\theta \sim$$

$$\sim \epsilon(n)g(\theta_0)[\phi(\Phi^{-1}(c)) - (1-c)\Phi^{-1}(c)] = \epsilon(n)q_1(c) \quad (3)$$

и

$$J_{0,n} = \int_{\theta_0}^1 (1 - L_n(c_n, \gamma_n | \theta))g(\theta)d\theta \sim$$

$$\sim \epsilon(n)g(\theta_0)[\phi(\Phi^{-1}(c)) + c\Phi^{-1}(c)] = \epsilon(n)q_0(c) \quad (4)$$

при  $n \rightarrow \infty$ . Если  $c_n \rightarrow 0$ , то

$$J_{1,n}/\epsilon(n) \rightarrow \infty, \quad J_{0,n}/\epsilon(n) \rightarrow 0, \quad n \rightarrow \infty. \quad (5)$$

Если  $c_n \rightarrow 1$ , то

$$J_{1,n}/\epsilon(n) \rightarrow 0, \quad J_{0,n}/\epsilon(n) \rightarrow \infty, \quad n \rightarrow \infty. \quad (6)$$

**Доказательство.** Сначала докажем (3) и (4), когда  $c_n \equiv c$ ,  $0 < c < 1$ . Поскольку

$$\epsilon^{-1}(n)J_{1,n} = \int_{\Gamma_n} L_n(c, \gamma_n | \theta_n)g(\theta_0 + \lambda\epsilon(n))d\lambda, \quad (7)$$

где  $U_{1,n} = \{\lambda : \theta_0 + \lambda\epsilon(n) \in \Theta_1\}$  и  $L_n(\theta_0 + \lambda\epsilon(n))g(\theta_0 + \lambda\epsilon(n)) \rightarrow \Phi(-\lambda - \Phi^{-1}(c))g(\theta_0)$  с  $\lambda \in \tau$  (см. лемму 1), достаточно обосновать возможность перехода к пределу при  $n \rightarrow \infty$  под знаком интеграла в правой части (7). Это обеспечивается равномерной интегрируемостью  $L_n(c, \gamma_n | \theta_0 + \lambda\epsilon(n))g(\theta_0 + \lambda\epsilon(n))$ , которая доказана в лемме 2. Следовательно,

$$J_1 = \lim_{n \rightarrow \infty} \epsilon^{-1}(n)J_{1,n} = g(\theta_0) \int_0^{\infty} \Phi(-\lambda - \Phi^{-1}(c))d\lambda,$$

и интегрирование по частям дает

$$J_1 = \sqrt{\frac{1}{2\pi}} g(\theta_0) \int_0^{\infty} \lambda \exp\left\{-\frac{1}{2}(\lambda + \Phi^{-1}(c))^2\right\} d\lambda = \\ = g(\theta_0)(\phi(\Phi^{-1}(c)) - (1-c)\Phi^{-1}(c)).$$

Поскольку

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{\epsilon(n)} J_{1,n} = g(\theta_0)(\phi(\Phi^{-1}(c)) - (1-c)\Phi^{-1}(c)),$$

является непрерывной функцией по  $c$ , то легко видеть, что (3) выполняется также для  $c_n \rightarrow c$ ,  $0 < c < 1$ .

Соотношение (4) доказывается аналогично.

Если  $c_n \rightarrow 0$ , то для любого  $\delta > 0$  постоянные  $c_n < \delta$  при всех достаточно больших  $n$ ,

$$L_n(c_n, \gamma_n | \theta) = \mathbf{P}(T_n > c_n | \theta) + (1 - \gamma_n)\mathbf{P}(T_n = c_n | \theta) \geq \mathbf{P}(T_n > \delta | \theta)$$

и

$$1 - L_n(c_n, \gamma_n | \theta) \leq \mathbf{P}(T_n < c_n | \theta) + \gamma_n \mathbf{P}(T_n = c_n | \theta) \leq 2\mathbf{P}(T_n < \delta | \theta).$$

Поэтому в силу (3) и (4)

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{\epsilon(n)} J_{1,n} \geq g(\theta_0)(\phi(\Phi^{-1}(\delta)) - (1-\delta)\Phi^{-1}(\delta)),$$

и

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{\varepsilon(n)} J_{0,n} \leq g(\theta_0)(\Phi^{-1}(\delta) + \delta \Phi^{-1}(\delta)).$$

Выбирая  $\delta$  произвольно малым, получаем (5). Аналогично доказываемся (6). ■

**Доказательство теоремы 1.** Для любого  $n \geq 1$  определим  $c_n$  и  $\gamma_n$  из уравнения  $R_0(n, c, \gamma) = \beta_0$ ; их существование следует из леммы 2 в [3]. Поскольку рассматриваемый критерий оптимален,  $R_1(n, c_n, \gamma_n)$  монотонно убывает с ростом  $n$ , так что для НОВ  $n^*(\beta_0, \beta_1)$  имеет место неравенство

$$R_1(n^*, c_n^*, \gamma_n^*) \leq \beta_1 < R_1(n^* - 1, c_{n^*-1}, \gamma_{n^*-1}),$$

которые определяют его однозначно.

Пусть  $\{(\beta_{0k}, \beta_{1k}), k \geq 1\}$  - некоторая последовательность ограниченных на  $d$ -риски, для которой

$$\lim_{k \rightarrow \infty} \frac{\beta_{0k}}{\beta_{1k}} = \tau, \quad 0 < \tau < \infty.$$

Без потери общности можно предположить, что обе последовательности  $\beta_{0k}$  и  $\beta_{1k}$  монотонны, так что соответствующая последовательность НОВ  $\{n_k = n^*(\beta_{0k}, \beta_{1k}), k \geq 1\}$  не убывает.

Поскольку  $0 \leq c_{n_k} \leq 1$  для любого  $n \geq 1$ , то выберем подпоследовательность из этой подпоследовательности (для простоты обозначим ее по-прежнему  $\{c_{n_k}, k \geq 1\}$ ), сходящуюся к некоторому пределу  $c^*$ . Докажем, что  $0 < c^* < 1$ .

Если, например,  $c^* = 0$ , то

$$\beta_{0k} = R_0(n_k, c_{n_k}, \gamma_{n_k}) = \frac{J_{0,n_k}}{J_{0,n_k} + G_1 - J_{1,n_k}} \geq J_{0,n_k}, \quad (8)$$

$$\beta_{1k} \geq R_1(n_k, c_{n_k}, \gamma_{n_k}) = \frac{J_{1,n_k}}{J_{1,n_k} + G_0 - J_{0,n_k}} \geq J_{1,n_k}, \quad (9)$$

и по Лемме 3

$$\tau = \lim_{k \rightarrow \infty} \frac{\beta_{0k}}{\beta_{1k}} \leq \lim_{k \rightarrow \infty} \frac{J_{0,n_k}/\varepsilon(n_k)}{J_{1,n_k-1}/\varepsilon(n_k)} \frac{(J_{1,n_k} + G_0 - J_{0,n_k})}{(J_{0,n_k} + G_1 - J_{1,n_k})} = 0,$$

что противоречит условию  $\tau > 0$ . Аналогично доказывается, что  $c^* < 1$ .

Теперь имеем

$$\beta_{0k} = R_0(n_k, c_{n_k}, \gamma_{n_k}) = \frac{J_{0,n_k}}{J_{0,n_k} + G_1 - J_{1,n_k}} \sim \varepsilon(n_k) g(\theta_0) \frac{q_0(c^*)}{G_1} \quad (10)$$

и

$$R_1(n_{k-1}, c_{n_{k-1}}, \gamma_{n_{k-1}}) > \beta_{1k} \geq R_1(n_k, c_{n_k}, \gamma_{n_k}) \sim \varepsilon(n_k) g(\theta_0) \frac{q_1(c^*)}{G_0}, \quad (11)$$

где  $c_{n_{k-1}}$  и  $\gamma_{n_{k-1}}$  определяются из уравнения

$$R_0(n_k - 1, c_{n_k-1}, \gamma_{n_k-1}) = \beta_{0k}.$$

Из (10) следует, что для любого предела  $c$  любой подпоследовательности  $\{c_{n_k-1}\}$

$$\varepsilon(n_k) \frac{q_0(c^*)}{G_1} \sim \varepsilon(n_k - 1) g(\theta_0) \frac{q_0(c)}{G_1},$$

и, следовательно,  $q_0(c^*) = q_0(c)$ , откуда  $c = c^*$  и  $\lim_{k \rightarrow \infty} c_{n_k-1} = c^*$ .

Теперь из (11) имеем

$$\beta_{1k} < R_1(n_{k-1}, c_{n_{k-1}}, \gamma_{n_{k-1}}) \sim \varepsilon(n_k - 1) g(\theta_0) \frac{q_1(c^*)}{G_0}$$

и в силу (11)  $\beta_{1k} \sim \varepsilon(n_k) g(\theta_0) \frac{q_1(c^*)}{G_0}$ , так что

$$\tau = \lim_{k \rightarrow \infty} \frac{\beta_{0k}}{\beta_{1k}} = \frac{q_0(c^*)}{G_1} \frac{G_0}{q_1(c^*)},$$

и это соотношение определяет  $c^*$  единственным образом. Поэтому  $\lim_{k \rightarrow \infty} c_{n_k} = c$ , где  $c$  есть корень уравнения (1).

Если  $\tau \neq G_0/G_1$ , то из (10) имеем

$$\beta_{0k} G_1 - \beta_{1k} G_0 \sim \varepsilon(n_k) g(\theta_0) (q_0(c) - q_1(c)) = \varepsilon(n_k) g(\theta_0) \Phi^{-1}(c),$$

что завершает доказательство в случае  $\tau \neq G_0/G_1$ .

Если  $\tau = G_0/G_1$ , то (см. (1))  $c = 1/2$ , и из (10) получаем

$$\varepsilon(n_k) \sim \beta_{0k} \frac{G_1}{g(\theta_0) q_0(\frac{1}{2})} = \beta_{0k} \frac{G_1 \sqrt{2\pi}}{g(\theta_0)},$$

что завершает доказательство первого утверждения теоремы 1.

Если  $\beta_{0k}/\beta_{1k} \rightarrow 0$ , то, очевидно,  $\lim_{c \rightarrow \infty} c_{1k} = 0$ , и из (5), (8) и (9) имеем

$$\frac{\beta_{0k}}{\varepsilon(n_k)} \rightarrow 0, \quad \frac{\beta_{1k}}{\varepsilon(n_k)} \rightarrow \infty.$$

Случай  $\beta_{1k}/\beta_{0k} \rightarrow 0$  рассматривается аналогично. ■

Условия (N1)-(N3) выполняются, в частности, для регулярных семейств распределений при некоторых дополнительных предположениях (см., например, §3 главы 3 монографии [2]). В этом случае асимптотика НОВ, полученная в [1] (теорема 2), является, очевидно, частным случаем теоремы 1.

Другой пример выполнения условий (N1)-(N3) дает случай "почти гравитки" плотностей (см. [2], §5, глава 2). Выполнение условий N1-N4 в [2], по существу совпадающих с нашими (N1)-(N3), в этом случае проверяется в [2], §3, глава 3.

Таким образом, справедлива

**Теорема 2.** Пусть выполнены условия (1), (2) §5, главы 2 в [2], а также условия (G1)-(G3). Если  $\beta_0, \beta_1 \rightarrow 0$  так, что  $\beta_0/\beta_1 \rightarrow \tau > 0$ , то для  $G_0/G_1 \neq \tau$

$$n^*(\beta_0, \beta_1) \sim -\frac{(g(\theta_0)\Phi^{-1}(c))^2 V}{4(\beta_0 G_1 - \beta_1 G_0)^2 \ln \beta_0}, \quad c^*(\beta_0, \beta_1) \rightarrow c,$$

где  $V$  определяется формулой (2.5.1) в [2], а с является корнем уравнения (1). Если же  $G_0/G_1 = \tau$ , то

$$n^*(\beta_0, \beta_1) \sim -\frac{g^2(\theta_0)V}{8\pi\beta_0^2 G_1^2 \ln \beta_0}, \quad c^*(\beta_0, \beta_1) \rightarrow \frac{1}{2}.$$

## Литература

1. I.N. Volodin, An.A. Novikov Asymptotics of the necessary sample size in testing parametric hypotheses: d-prostetstov approach // Mathematical Methods of Statistics, 1998, v. 7, №1. P. 111-121.
2. Ибрагимов И.А., Хасьминский Р.З. Асимптотическая теория оценивания. - М.: Наука, 1979, 528 с.
3. Симпушкин С.В. Эмпирической д-агностикирный подход к проблеме гарантийности статистического вывода // Изв. вузов. Математика, 1983, №11. С 42-58.

УДК 539.3

## ИНТЕГРАЛЬНЫЕ УРАВНЕНИЯ ПЛОСКОЙ ЗАДАЧИ ДИФРАКЦИИ УПРУГОЙ ГАРМОНИЧЕСКОЙ ВОЛНЫ НА ДЕФЕКТЕ

А.А. Гусенкова

Казанский государственный университет

### 1. Введение

В данной работе будем рассматривать задачу дифракции упругой гармонической волны на дефекте (разрезе или тонком включении)  $\{z = 0, \alpha < x < \beta\}$ , расположенном на границе раздела двух однородных изотропных упругих сред. Предположим, что объемные силы отсутствуют. Рассмотрим плоскую задачу, когда поле двумерное ( $\frac{\partial}{\partial y} = 0$ ), опуская временной множитель  $e^{-ikt}$ . Падающее поле задано при  $z > 0$  и при  $z < 0$ . Будем искать поле, возникающее при дифракции упругой волны на дефекте.

### 2. Антиплоская задача дифракции

Как известно (см., напр., [1]), в случае антиплоской деформации при следящих предположениях для единственной отгичной от нуля компонент  $w(\cdot, \cdot)$  вектора смещений имеем уравнение Гельмгольца

$$\frac{\partial^2 w}{\partial x^2} + \frac{\partial^2 w}{\partial z^2} + k^2(z)w = 0, \quad k(z) = \begin{cases} k_+, & z > 0; \\ k_-, & z < 0. \end{cases} \quad (1)$$

Для решения задачи дифракции необходимо найти решение уравнения Гельмгольца (1) при  $z > 0$  и при  $z < 0$  в классе  $S'$  уходящих от прямой  $z = 0$  в полуплоскости  $\{z > 0\}$  и  $\{z < 0\}$  решений [2], удовлетворяющее условиям сопряжения на границе раздела сред

$$\frac{\partial w}{\partial z}(x, 0 \pm 0) + \frac{\partial w_0}{\partial z}(x, 0 \pm 0) = 0, \quad x \in (\alpha, \beta),$$