

ГРАНИЦЫ РИСКА В ЗАДАЧЕ ОЦЕНКИ  
СИММЕТРИЧНЫХ РАСПРЕДЕЛЕНИЙ

Рассматривается модификация полученных в [1] непараметрических информационных неравенств с учетом имеющейся дополнительной информации об оцениваемом бесконечномерном параметре. Общие построения мотивируются, в частности, задачами оценивания функций распределения (ф.р.), инвариантных относительно различных групп преобразований в  $\mathbb{R}^k$ .

Введение

Как показано в [1], асимптотические свойства оптимальных оценок ф.р.  $F(\cdot)$  в  $\mathbb{R}^k$  выражаются в терминах гауссовского процесса  $W_F(\cdot)$  — многопараметрического аналога броуновского моста.

В работе получены формулы, описывающие предельные свойства оптимальных оценок при наличии дополнительной априорной информации в терминах соответствующей редукции процесса  $W_F$ .

1. Основные понятия и условия

Пусть  $\mathcal{E}^{(n)} = (\mathcal{X}^{(n)}, \mathcal{A}^{(n)}, \mathcal{P}^{(n)})$  — последовательность экспериментов, то есть совокупность мер  $\mathcal{P}^{(n)} = \{\mathbb{P}_\theta^{(n)}\}$  на измеримых пространствах  $(\mathcal{X}^{(n)}, \mathcal{A}^{(n)})$ ,  $n=1, 2, \dots$ ;  $\theta$  — параметр, пробегавший топологическое пространство  $(\Theta, \mathcal{J})$ . Бесконечномерный аналог фишеровской матрицы информации о параметре  $\theta$  вводится следующим образом [1]. Пусть для каждого  $\theta \in \Theta$  задано линейное пространство  $\mathcal{L}_\theta$  с определенной на нем симметричной неотрицательно определенной билинейной формой  $I_\theta(\cdot, \cdot)$ . Не ограничивая общности, будем считать, что пространство  $\mathcal{L}_\theta$  полно по норме  $\|\xi\|_\theta = [I_\theta(\xi, \xi)]^{1/2}$ . Кроме того, предполагается, что для каждого  $\theta \in \Theta$  и любого натурального  $m$  задан класс  $\mathcal{K}_m(\theta)$  гладких  $m$ -мерных подсемейств  $\Theta$ , содержащих  $\theta$ , то есть класс наборов  $\Gamma = (U, \gamma, \gamma')$ , где  $U$  — окрестность нуля в  $\mathbb{R}^m$ ,  $\gamma: U \rightarrow \Theta$  — непрерывное отображение, такое что  $\gamma(0) = \theta$ ,  $\gamma': \mathbb{R}^m \rightarrow \mathcal{L}_\theta$  — линейный оператор. Пространство  $\mathcal{L}_\theta$  назовем касательным пространством к  $\Theta$  в точке  $\theta$ .

Связь между введенными объектами — семействами  $\Gamma \in \mathcal{K}_m(\theta)$

и билинейной формой  $I_{\theta}(\cdot, \cdot)$  - выражается следующим условием.

УСЛОВИЕ 1. Существует такая числовая последовательность  $\varphi(n)$ ,  $\varphi(n) \rightarrow \infty$  при  $n \rightarrow \infty$ , что для всех  $m$ ,  $\theta \in \Theta$ ,  $h \in \mathbb{R}^m$  и для любого  $\Gamma \in \mathcal{K}_m(\theta)$

$$\ln \frac{dP_{\theta}^{(n)}(X^{(n)})}{dP_{\theta}^{(n)}}(X^{(n)}) = h^* \Delta_n(X^{(n)}) - \frac{\|r'(h)\|_{\theta}^2}{2} + z_n(h),$$

где  $dP_{\theta_1}^{(n)} / dP_{\theta}^{(n)}$  - производная абсолютно непрерывной компоненты меры  $P_{\theta_1}^{(n)}$  по мере  $P_{\theta}^{(n)}$ ,  $\Delta_n(X^{(n)})$  -  $m$ -мерный вектор-столбец такой, что для любого  $h \in \mathbb{R}^m$  величина  $h^* \Delta_n(X^{(n)})$  ( $*$  - знак транспонирования) асимптотически нормальна по мере  $P_{\theta}^{(n)}$  с параметрами  $(0, \|r'(h)\|_{\theta}^2)$ , а  $z_n(h)$  стремится к нулю по вероятности  $P_{\theta}^{(n)}$  при  $n \rightarrow \infty$ . Назовем билинейную форму  $I_{\theta}$  информационной билинейной формой, или информацией о  $\theta$ , содержащейся в  $\Theta$ .

Пусть  $\Phi: \Theta \rightarrow E$  - функция, определенная на параметрическом множестве  $\Theta$  со значениями в банаховом пространстве  $E$ . Для построения нижних границ риска оценивания  $\Phi$  используются следующие предположения [1].

УСЛОВИЕ 2 (дифференцируемость  $\Phi$  вдоль семейств  $\Gamma$ ).

Для любого натурального  $m$  и для произвольного  $\Gamma = (U, r, r') \in \mathcal{K}_m(\theta)$

$$\Phi(r(h)) - \Phi(\theta) = \Phi_{\theta}(r'(h)) + \alpha_n,$$

где  $\alpha_n / |h|$  слабо стремится к нулю при  $h \rightarrow 0$ , а  $\Phi_{\theta}: \mathcal{L}_{\theta} \rightarrow E$  - непрерывный линейный оператор.

Пусть  $\Phi_{\theta}^*: E^* \rightarrow \mathcal{L}_{\theta}$  - оператор, сопряженный к  $\Phi_{\theta}$ ; положим  $R_{\theta}(e_1^*, e_2^*) = I_{\theta}(\Phi_{\theta}^*(e_1^*), \Phi_{\theta}^*(e_2^*))$ ,  $e_1^*, e_2^* \in E^*$  (здесь  $E^*$  - пространство всех непрерывных линейных функционалов на  $E$ ).

УСЛОВИЕ 3. В пространстве  $E$  существует гауссовская мера с ковариационным функционалом  $R_{\theta}$ .

Обозначим через  $\gamma_{\theta}$  гауссовский вектор в  $E$  с нулевым математическим ожиданием и ковариационным функционалом  $R_{\theta}$ ; пусть  $\mu_{\theta}$  - гауссовская мера на  $E$ , соответствующая  $\gamma_{\theta}$ . Предполагается, что пространство  $E$  удовлетворяет следующему условию.

УСЛОВИЕ 4 (существование счетного нормирующего множества).  
 Существует последовательность  $\{\delta_i; i=1, 2, \dots\}$  элементов  $E^*$  таких, для любого  $\theta \in \Theta$   $\mu_\theta$  - почти всюду на  $E$

$$\|e\| = \sup_i |\delta_i(e)|.$$

Заметим, что условие 4 заведомо выполнено, когда  $E$  или  $E^*$  сепарабельно, но может выполняться и в других случаях. В дальнейшем последовательность функционалов  $\{\delta_i\}$  считается фиксированной, а  $\mathfrak{F}$  обозначает порожденную ими  $\sigma$ -алгебру в  $E$ .

УСЛОВИЕ 5 (обширность множества  $\Theta$  в точке  $\theta$ ).  
 Существует последовательность  $\Gamma^{(m)} = (\mathcal{U}^{(m)}, \gamma^{(m)}, \gamma'^{(m)})$  ( $m=1, 2, \dots$ ) такая, что

а)  $\Gamma^{(m)} \in \mathcal{K}_m(\theta)$ ;

б)  $\gamma'(h) = h_1 \xi_1^{(m)} + \dots + h_m \xi_m^{(m)}$ ,  $\xi_i^{(m)} \in \mathcal{L}_\theta$ ,  $i=1, \dots, m$

в)  $\lim_{m \rightarrow \infty} \sum_{i=1}^m I_\theta(\xi_i^{(m)} - \varphi_\theta^*(\delta_i), \xi_i^{(m)} - \varphi_\theta^*(\delta_i)) = 0$ .

Пусть  $L$  - класс функций потерь на  $E$  вида  $l(e) = \lambda(\|e\|)$ , где  $\lambda$  - произвольная неотрицательная неубывающая функция. Назовем оценкой величины  $\Phi(\theta)$  такую последовательность отображений  $T_n: \mathcal{X}^{(n)} \rightarrow E$ , что  $T_n$  является  $(\mathcal{A}^{(n)}, \mathfrak{F})$  - измеримым при каждом  $n$ . Положим  $\mathcal{K}_n(\theta, T_n, l) =$

$$E_\theta l(\varphi(n)(T_n(\chi^{(n)}) - \Phi(\theta))), \quad \mathcal{K}_n(V, T_n, l) = \sup_{\theta \in V} \mathcal{K}_n(\theta, T_n, l),$$

где  $V$  - окрестность в  $\Theta$ .

Отметим, что условие  $\mathfrak{F}$  - измеримости  $T_n$  обеспечивает существование  $\mathcal{K}_n(\theta, T_n, l)$ .

Нижние границы для  $\mathcal{K}_n(\theta, T_n, l)$  были указаны в работе [I]. В дальнейшем нас интересуют аналогичные границы риска при наличии дополнительной априорной информации вида  $\theta \in \Theta_1$ , где

$\Theta_1$  - заданное подсемейство  $\Theta$ .

2. Переход к подсемейству  $\Theta_1$ .

Пусть теперь  $\Theta_1$  - подсемейство  $\Theta$ ,  $\mathcal{K}_m^1(\theta)$  - класс таких гладких  $m$ -мерных подсемейств  $\Gamma = (\mathcal{U}, \gamma, \gamma') \in \mathcal{K}_m(\theta)$ , что  $\gamma(\mathcal{U}) \subset \Theta_1$ . Пусть  $\mathcal{L}_\theta^1$  - минимальное подпространство

ство пространства  $\mathcal{L}_\theta$ , содержащее производные  $\xi = \gamma'(1)$  одномерных гладких семейств  $\Gamma = (U, \gamma, \gamma') \in \mathcal{K}_1^1(\theta)$ .

Обозначим  $\Pi_\theta$  - ортогональный проектор из  $\mathcal{L}_\theta$  на  $\mathcal{L}_\theta^1$ .

Заметим, что в задачах условного опенивания (см. например, [4]) подсемейство  $\Theta_1$  часто определяется следующим образом:  $\Theta_1 = \{ \theta \in \Theta; \Psi(\theta) = 0 \}$ , где  $\Psi$  - дифференцируемая в смысле условия 2 функция. Связь между пространствами  $\mathcal{L}_\theta$  и  $\mathcal{L}_\theta^1$  в этом случае описывается в терминах производной  $\Psi_\theta$  функции  $\Psi$ .

ПРЕДЛОЖЕНИЕ I. Пусть  $\Theta_1 = \{ \theta \in \Theta : \Psi(\theta) = 0 \}$ , где  $\Psi$  - дифференцируемое в смысле условия 2 отображение множества  $\Theta$  в банахово пространство  $\mathcal{D}$ ,  $\Psi_\theta : \mathcal{L}_\theta \rightarrow \mathcal{D}$  - производная  $\Psi$  в точке  $\theta$ ,  $\Psi_\theta^* : \mathcal{D}^* \rightarrow \mathcal{L}_\theta$  - сопряженный оператор к  $\Psi_\theta$ . Тогда  $\mathcal{L}_\theta^1$  ортогонально к подпространству  $\Psi_\theta^*(\mathcal{D}^*)$  (здесь  $\Psi_\theta^*(\mathcal{D}^*)$  - образ  $\mathcal{D}^*$  при отображении  $\Psi_\theta^*$ ).

ДОКАЗАТЕЛЬСТВО. Пусть  $\Gamma \in \mathcal{K}_m^1(\theta)$ ,  $\Gamma = (U, \gamma, \gamma')$ ; всюду на множестве  $\gamma(U)$  функция  $\Psi$  тождественно равна 0. Так как  $\mathcal{K}_m^1(\theta) \subset \mathcal{K}_m(\theta)$ , то

$$0 = \Psi(\gamma(h)) - \Psi(\theta) = \Psi_\theta(\gamma(h)) + \alpha_h,$$

где  $\alpha_h/|h| \rightarrow 0$  при  $h \rightarrow 0$ . Отсюда следует при  $m=1$ , что для множества векторов  $\xi = \gamma'(1)$ , линейные комбинации которых плотны в  $\mathcal{L}_\theta^1$ ,  $\Psi_\theta(\xi) = 0$ . Значит,  $I_\theta(\xi, \Psi_\theta^*(\mathcal{D}^*)) = 0$  для всех  $\mathcal{D}^* \in \mathcal{D}^*$  и  $\xi \in \mathcal{L}_\theta^1$ , что и требовалось доказать.

Для семейства  $\Theta_1$ , фигурирующего в предложении I, мы предполагаем выполненным условие общирности, аналогичное условию 5.

УСЛОВИЕ 5' (общирность  $\Theta_1$  в точке  $\theta$ ).

Существует последовательность  $\Gamma^{(m)} = (U^{(m)}, \gamma^{(m)}, \gamma'^{(m)})$

$m = 1, 2, \dots$ , такая, что

а)  $\Gamma^{(m)} \subset \mathcal{K}_m^1(\theta)$ ;

б)  $\gamma'^{(m)}(h) = h_1 \xi_1^{(m)} + \dots + h_m \xi_m^{(m)}$ ,  $\xi_i^{(m)} \in \mathcal{L}_\theta^1$ ,  $i=1, \dots, m$ ;

$$в) \lim_{m \rightarrow \infty} \sum_{i=1}^m I_{\theta}(\xi_i^{(m)} - \Pi_{\theta} \varphi_{\theta}^*(\varepsilon_i), \xi_i^{(m)} - \Pi_{\theta} \varphi_{\theta}^*(\varepsilon_i)) = 0.$$

Условие обширности множества  $\Theta$  ( $\Theta_1$ ) означает, что подпространства  $\mathcal{L}_{\theta}$ , порожденные векторами  $\varphi_{\theta}^*(\varepsilon_i) (\Pi_{\theta} \varphi_{\theta}^*(\varepsilon_i))$ ,  $1 \leq i \leq m$ , могут быть приближены касательными пространствами вида  $\gamma^{(m)}(\mathbb{R}^m)$  к гладким семействам  $\Gamma = (U, \gamma, \gamma') \in \mathcal{K}_m(\theta)$  ( $\mathcal{K}_m^1(\theta)$ ).

Обозначим  $\eta_{\theta}^1$  - гауссовский вектор в  $E$  с нулевым математическим ожиданием и ковариационным функционалом  $R_{\theta}^1(e_1^*, e_2^*) = I_{\theta}(\Pi_{\theta} \varphi_{\theta}^*(e_1), \Pi_{\theta} \varphi_{\theta}^*(e_2))$ ; существование гауссовской меры с таким ковариационным функционалом следует из [2, § 6] и условия 3 пункта I.

Следующая теорема, уточняющая теорему I из [I] применительно к редуцированному пространству  $\Theta_1$ , является основной для рассмотрения ряда задач оценивания, возникающих при различных дополнительных ограничениях на множество  $\Theta$ .

ТЕОРЕМА I. Пусть  $l \in L$ ,  $V$  - окрестность в  $\Theta_1$  и  $T_n$  - произвольная оценка  $\Phi(\theta)$ . Тогда при выполнении условий I-4, 5'

$$\lim_{n \rightarrow \infty} R_n(V, T_n, l) \geq \sup_{\theta \in V} E l(\eta_{\theta}^1). \quad (I)$$

ДОКАЗАТЕЛЬСТВО. Покажем сперва, что оператор  $(\varphi_{\theta}^1)^*$ , сопряженный к производной  $\varphi_{\theta}^1: \mathcal{L}_{\theta}^1 \rightarrow E$  функции  $\Phi$ , рассматриваемой на множестве  $\Theta_1$ , имеет вид:

$$(\varphi_{\theta}^1)^*(e^*) = \Pi_{\theta} \varphi_{\theta}^*(e^*). \quad (2)$$

Действительно, поскольку  $\varphi_{\theta}^1$  есть сужение  $\varphi_{\theta}$  на  $\mathcal{L}_{\theta}^1$ , то для любых  $\xi \in \mathcal{L}_{\theta}$  и  $e^* \in E^*$

$$\begin{aligned} I_{\theta}((\varphi_{\theta}^1)^*(e^*), \xi) &= I_{\theta}((\varphi_{\theta}^1)^*(e^*), \Pi_{\theta} \xi) = \\ &= I_{\theta}(\varphi_{\theta}^*(e^*), \Pi_{\theta} \xi) = I_{\theta}(\Pi_{\theta} \varphi_{\theta}^*(e^*), \xi) \end{aligned}$$

и формула (2) доказана.

В силу (2) в случае редуцированного пространства  $\mathcal{L}_0$  вместо величины  $\eta_\theta$  мы должны рассмотреть гауссовский вектор  $\eta'_\theta$ . Утверждение теоремы I теперь непосредственно вытекает из теоремы I [I].

Во многих задачах оценивания пространство  $\mathcal{L}_0$  естественным образом отождествляется с пространством квадратично интегрируемых функций, заданных на подходящем множестве  $\mathcal{Y}$ , а информационная билинейная форма имеет вид

$$I_\theta(\xi, \eta) = \int_{\mathcal{Y}} \xi(y) \eta(y) \pi_\theta(dy).$$

Предположим также, что  $E$  - множество функций, заданных на некотором пространстве с мерой  $(Z, z, Q)$  и норма в  $E$  есть

$$\|f\|_p = \left\{ \int_Z |f(z)|^p Q(dz) \right\}^{1/p},$$

где  $1 \leq p \leq \infty$ , а оператор  $\Phi_\theta$  в условии 2 задается равенством

$$\Phi_\theta(\xi)(z) = \int_{\mathcal{Y}} \chi(z, y) \xi(y) \pi_\theta(dy),$$

в котором  $\chi(z, \cdot) \in \mathcal{L}_0$ . Рассматриваемые ниже задачи оценивания относятся именно к такому случаю. При указанных предположениях для выполнения условия 3 необходимо и достаточно, чтобы

1) величина  $\int \chi(z_1, y) \chi(z_2, y) \pi_\theta(dy)$  была измерима по совокупности переменных  $z_1, z_2$ ;

$$2) \int [\chi(z, y)^2 \pi_\theta(dy)]^{p/2} Q(dz) < \infty.$$

При этом предельный гауссовский процесс  $\eta_\theta(z)$  имеет ковариационную функцию

$$E \eta_\theta(z_1) \eta_\theta(z_2) = \int \chi(z_1, y) \chi(z_2, y) \pi_\theta(dy). \quad (3)$$

Отметим, что условие 4 в рассматриваемой ситуации выполняется автоматически.

Рассмотрим, как изменяется ковариационная функция процесса  $\eta_\theta(z)$  при наличии дополнительной информации.

ПРЕДЛОЖЕНИЕ 2. Пусть  $\Pi_\theta$  - оператор ортогонального проектирования  $\mathcal{X}_\theta$  на  $\mathcal{X}_\theta^1$ ,  $\chi^1(z, \cdot) = \Pi_\theta \chi(z, \cdot)$ . Тогда ковариационная функция процесса  $\eta_\theta^1$  имеет вид (3) с заменой  $\chi(z, y)$  на  $\chi^1(z, y)$ .

ДОКАЗАТЕЛЬСТВО. Поскольку  $\varphi_\theta(\xi)(z) = \int \chi(z, y) \xi(y) \pi_\theta(dy)$ ,  $z \in Z$ , то, учитывая условия 1)-2) и применяя теорему Фубини, находим  $\varphi_\theta^*(e^*)(y) = \int \chi(z, y) e^*(z) Q(dz)$ ,  $y \in Y$  (здесь  $e^* \in E^*$  отождествлено с элементом  $L^{p/(p-1)}(Q)$ , где  $L^p(Q) = L^p(Z, \mathcal{Z}, Q)$ ). Поэтому нетрудно убедиться, что оператор  $(\varphi_\theta^1)^*$ , сопряженный к сужению  $\varphi_\theta$  на  $\mathcal{X}_\theta^1$ , в силу (2) имеет вид

$$\begin{aligned} (\varphi_\theta^1)^*(e^*)(y) &= \Pi_\theta \int \chi(z, y) e^*(z) Q(dz) = \\ &= \int \chi^1(z, y) e^*(z) Q(dz). \end{aligned}$$

Отсюда и из определения ковариационного оператора следует требуемое утверждение.

### 3. Оценка функций распределения в $\mathbb{R}^k$ .

Рассмотрим последовательность экспериментов  $\mathcal{E}^{(n)} = (\mathcal{X}^{(n)}, \mathcal{A}^{(n)}, \mathcal{P}^{(n)})$ , порождаемую независимой выборкой  $X_1, \dots, X_n$ ,  $X_i \in \mathcal{X} = \mathbb{R}^k$ . Здесь  $\mathcal{X}^{(n)} = \mathcal{X}^n$ ,  $\mathcal{A}^{(n)} = \otimes^n \mathcal{A}$ ,  $\mathcal{P}^{(n)} = \{\otimes^n F\}$ , где  $\mathcal{A}$  -  $\sigma$ -алгебра борелевских подмножеств  $\mathcal{X}$ , а  $F$  принадлежит некоторому семейству  $\mathcal{F}$  вероятностных мер в  $\mathbb{R}^k$ , выполняющему роль параметрического множества  $\Theta$ . Функция, которую мы хотим оценить, - это отображение  $\Phi$ , ставящее в соответствие мере  $F$  функцию распределения  $F(\cdot)$ , рассматриваемую как элемент подходящего нормированного пространства  $E$  функций на  $\mathbb{R}^k$ . В качестве  $E$  будем рассматривать для определенности пространство  $L^p(\mu) = L^p(\mathbb{R}^k, \mathcal{A}, \mu)$ , где  $\mu$  - произвольная конечная мера на  $(\mathbb{R}^k, \mathcal{A})$   $1 \leq p \leq \infty$ .

Для описания предельного гауссовского процесса (случайного поля), в терминах которого формулируются асимптотические свойства оптимальных оценок, можно воспользоваться теоремой I, подобно тому, как это сделано в [I]. Действительно, пусть параметри-

ческое множество  $\mathcal{F}$  состоит из всех вероятностных мер с непрерывными функциями распределения. В качестве  $\mathcal{X}_m(F)$  рассмотрим семейства  $\Gamma = (u, \gamma, \gamma')$  распределений вида

$$dF_h = (1 + h_1 \xi_1 + \dots + h_m \xi_m) dF, \\ h \in U \subset \mathbb{R}^m, \quad \gamma(h) = F(h), \quad (4)$$

$$\gamma'(h) = h_1 \xi_1 + \dots + h_m \xi_m,$$

где  $\xi_i$  - центрированные по мере  $F$  ограниченные функции. При этом касательно пространство  $\mathcal{L}_F$  к  $\mathcal{F}$  в точке  $F$  совпадает с ортогональным дополнением  $L^2(F)$  к единице в  $L^2(F)$  (ср. [4]) и выполнены условия 1 - 5 из пункта I. Производная  $\Phi_F$  функции  $\Phi$  в точке  $F$  - это линейный оператор из  $\mathcal{L}_F$  в  $E$ , определяемый формулой

$$\Phi_F(\xi)(x) = \int \chi(x, y) \xi(y) dF(y),$$

где  $\chi(x, y) = \chi_x(y) - F(x) \in \mathcal{L}_F$ ,

$$\chi_x(y) = \begin{cases} 1, & y_j < x_j, \quad j = 1, \dots, k, \\ 0, & \text{в противном случае} \end{cases}$$

Следовательно, процесс  $W_F(\cdot)$ , в терминах которого выражаются свойства оптимальных оценок (величина  $\eta_\theta(\cdot)$  в (3)) имеет нулевое математическое ожидание и ковариационную функцию

$$E W_F(x) W_F(x') = F(x \wedge x') - F(x) F(x'),$$

где для векторов  $x = (x_1, \dots, x_k)$ ,  $x' = (x'_1, \dots, x'_k)$  величина  $x \wedge x'$  определяется так

$$(x \wedge x')_j = \min(x_j, x'_j), \quad j = 1, \dots, k.$$

Если известно, что  $F \in \mathcal{F}_1$ , где  $\mathcal{F}_1$  подмножество  $\mathcal{F}$  и  $\Pi_F$  - ортогональный проектор из  $\mathcal{L}_F$  на касательное пространство  $\mathcal{L}_F^1$  к  $\mathcal{F}_1$  в точке  $F$ , то согласно предложению 2, роль  $\eta_\theta^1$  в теореме I играет гауссовский процесс  $\omega_F(x)$  с нулевым математическим ожиданием и ковариационной функцией  $\ast$ )

$\ast$ ) Некоторые частные случаи формулы (5) отмечались и ранее, см., например, [7].

$$E w_F(x) w_F(x') = \int (\Pi_F \gamma_x(y)) (\Pi_F \gamma_{x'}(y)) dF(y), \quad (5)$$

где  $\Pi_F \gamma_x(\cdot) = \Pi_F \gamma(x, \cdot)$  - проекция  $\gamma_x(\cdot)$  на  $\mathcal{L}_F^1$ .

Нетрудно видеть, что процесс  $w_F(x)$  может быть получен редукцией процесса  $W_F$  осуществляемой с помощью  $\Pi_F$ , определяемой следующим образом:  $w_F(x) = \int \Pi_F \gamma_x(y) dW_F(y)$ . Достаточно заметить для этого, что  $\Pi_F \gamma_x(\cdot) \in \mathcal{L}_F^2(F)$  и воспользоваться стандартной формулой из теории стохастических интегралов:

$$E \int f(y) dW_F(y) \int g(y) dW_F(y) = \int (f(y) - \bar{f})(g(y) - \bar{g}) dF(y),$$

где  $f, g \in \mathcal{L}^2(F)$ ,  $\bar{f} = \int f(y) dF(y)$ ,  $\bar{g} = \int g(y) dF(y)$ .

В рассматриваемых ниже примерах оценивания неизвестной функции распределения  $F$  подмножество  $\mathcal{F}_1$  выделяется различными условиями симметрии.

#### 4. Оценка функции распределения с известным центром симметрии

Пусть  $\mathcal{G}$  - конечная или компактная группа движений  $\mathbb{R}^k$ , оставляющая неподвижной точку  $0$ . Семейство  $\mathcal{F}_1$  допустимых распределений состоит по определению из всех таких мер  $F \in \mathcal{F}$ , что для всякого измеримого множества  $A$  и любого преобразования  $g \in \mathcal{G}$  имеет место равенство  $F\{g(A)\} = F\{A\}$ . Пусть  $\Delta$  - инвариантная мера Хаара на группе  $\mathcal{G}$ , нормированная условием  $\Delta(\mathcal{G}) = 1$ . Для того, чтобы воспользоваться теоремой I, достаточно, согласно (5), установить вид проектора из  $\mathcal{L}_F = \mathcal{L}_F^2(F)$  на  $\mathcal{L}_F^1$ .

**ПРЕДЛОЖЕНИЕ 3.** I) Пространство  $\mathcal{L}_F^1$  совпадает с множеством  $\mathcal{G}$ -инвариантных функций  $S_{\mathcal{G}} = \{\varphi \in \mathcal{L}_F^1(F) : \text{для каждого } g \in \mathcal{G} \quad F\text{-почти наверное } \varphi(g(x)) = \varphi(x)\}$ .

2) Проектор  $\Pi = \Pi_F$  из  $\mathcal{L}_F$  на  $\mathcal{L}_F^1$  имеет вид

$$(\Pi\varphi)(x) = \int_{\mathcal{G}} \varphi(g(x)) \Delta(dg).$$

Для доказательства предложения нам потребуется следующая лемма.

**ЛЕММА I.** Пусть  $H$  - гильбертово пространство,  $\langle \cdot, \cdot \rangle$  - скалярное произведение в  $H$ ,  $\mathcal{G}$  - компактная или конечная

группа унитарных операторов в  $H$ ,  $\Delta$  - нормированная инвариантная мера Хаара на  $G$ ; пусть  $H_1 = \{\xi \in H : g\xi = \xi \text{ для всех } g \in G\}$ . Тогда оператор  $\Pi$ , осуществляющий ортогональную проекцию  $H$  на  $H_1$ , имеет вид

$$\Pi \xi = \int g \xi \Delta(dg). \quad (6)$$

ДОКАЗАТЕЛЬСТВО ЛЕММЫ. Пусть  $\Pi \xi$  определено формулой (6). Заметим, что для любого  $g_1 \in G$

$$g_1(\Pi \xi) = g_1\left(\int g \xi \Delta(dg)\right) = \int g_1 g \xi \Delta(dg) = \int g \xi \Delta(dg),$$

так как мера  $\Delta$  инвариантна; поэтому  $g_1(\Pi \xi) = \Pi \xi$  для всех  $g_1 \in G$ , то есть  $\Pi \xi \in H_1$ . Если  $\xi \in H_1$ , то  $\Pi \xi = \int \xi \Delta(dg) = \xi$ , так как мера  $\Delta$  нормирована. Наконец,  $\Pi^2 \xi = \Pi(\Pi \xi) = \Pi \xi$ , поскольку  $\Pi \xi \in H_1$  и  $\Pi^* \xi = \Pi \xi$ , так как для любых  $\xi, \eta \in H$  имеет место следующая цепочка равенств:

$$\begin{aligned} \langle \Pi^* \xi, \eta \rangle &= \langle \xi, \Pi \eta \rangle = \langle \xi, \int g \eta \Delta(dg) \rangle = \\ &= \int \langle \xi, g \eta \rangle \Delta(dg) = \int \langle g^* \xi, \eta \rangle \Delta(dg) = \\ &= \int \langle g^{-1} \xi, \eta \rangle \Delta(dg) = \langle \Pi \xi, \eta \rangle; \end{aligned}$$

при этом мы воспользовались тем, что  $g$  - унитарный оператор, а мера Хаара  $\Delta$  инвариантна при замене  $g$  на  $g^{-1}$ . Поэтому

$\Pi$  - самосопряженный проектор и, следовательно, осуществляет ортогональную проекцию. Так как  $\Pi(H) \subset H_1$ , а  $\Pi(H_1) = H_1$  то  $\Pi$  - проектор на  $H_1$ .

ДОКАЗАТЕЛЬСТВО ПРЕДЛОЖЕНИЯ 3. Для доказательства заметим, что если  $\Gamma = (u, \gamma, \gamma')$  - одномерное гладкое семейство мер из  $\mathcal{F}_1$  вида (4), то его производная  $\gamma'(1) = \xi$  является  $G$ -инвариантной функцией. Значит,  $\mathcal{L}_\Gamma^1$  принадлежит множеству всех  $G$ -инвариантных функций из  $\mathcal{L}_\Gamma$ . Далее, семейство  $\mathcal{F}$  мер с непрерывными функциями распределения, очевидно, обширно, то есть для всякого набора функций  $\eta_1, \dots, \eta_m$  из  $\mathcal{L}_\Gamma$  (и, в частности, для  $G$ -инвариантных функций) и для всякого  $\varepsilon > 0$  существует семейство  $\Gamma = (u, \gamma, \gamma') \in \mathcal{X}_m(\mathcal{F})$

вида (4), такое что

$$\sum_{i=1}^m \mathbb{I}_F(\eta_i - \xi_i, \eta_i - \xi_i) < \varepsilon. \quad (7)$$

Производя симметризацию по формуле  $\tilde{F}_n(A) = \int_{\mathcal{G}} F_n(g(A)) \Delta(dg)$  или, что то же самое в силу  $\mathcal{G}$ -инвариантности  $F$ , заменяя  $\xi_i(x)$  в (4) на  $\int_{\mathcal{G}} \xi_i(g(x)) \Delta(dg)$ , с помощью (7) получаем обратное включение  $S_{\mathcal{G}} \subset \mathcal{L}_F^1$ . Тем самым утверждение 1) доказано. Заодно мы установили обширность семейства  $\mathcal{F}_1$ .

Определим теперь оператор  $\check{q}: \mathcal{L}_F \rightarrow \mathcal{L}_F$  формулой  $(\check{q}\varphi)(x) = \varphi(q(x))$ . Так как мера  $F$  является  $\mathcal{G}$ -инвариантной, то  $\check{q}$  - унитарный оператор и группа  $\check{\mathcal{G}} = \{\check{q}, q \in \mathcal{G}\}$  изоморфна  $\mathcal{G}$ . В силу доказанной выше леммы, проектор из  $\mathcal{L}_F$  на  $\mathcal{L}_F^1$  имеет вид  $(\prod_F \varphi)(x) = \int_{\mathcal{G}} \varphi(g(x)) \Delta(dg)$ .

Теорема I в применении к оцениванию функции распределения  $F(\cdot)$  при условии, что мера  $F$  принадлежит  $\mathcal{F}_1$ -семейству  $\mathcal{G}$ -инвариантных мер, дает следующий результат.

ТЕОРЕМА 2. Пусть

$$w_F(x) = \int_{\mathbb{R}^k} \varphi(x, y) dW_F(y), \quad (8)$$

где

$$\varphi(x, y) = \int_{\mathcal{G}} \gamma_x(g(y)) \Delta(dg). \quad (9)$$

Тогда для произвольной последовательности оценок  $T_n = \prod_n(\cdot; X_1, \dots, X_n)$  неизвестной функции распределения  $F(\cdot)$ ,  $F \in \mathcal{F}_1$  и для любой функции потерь  $\ell(\cdot) = \lambda(\|\cdot\|_{p, \mu}) \in \mathcal{L}$  имеет место неравенство (I) с заменой  $\eta_F^1$  на  $w_F(\cdot)$  (здесь  $V$  - произвольная окрестность в  $\mathcal{F}_1$  в топологии, относительно которой непрерывны семейства (4)).

ДОКАЗАТЕЛЬСТВО. Достаточно убедиться в том, что процесс  $w_F$  имеет ковариационную функцию (5) с оператором  $\prod_F$ , определенным в предложении 3, и, воспользовавшись предложением 2, применить теорему I.

Рассмотрим несколько применений предложения 3 к конкретным группам преобразований.

СЛЕДСТВИЕ 1. Пусть  $k=1$  и группа  $G = G_1$  состоит из тождественного преобразования  $g_0(x) = x$  и отражения  $g_1(x) = -x$ . Тогда формула (9) принимает вид:  $\varphi(x, y) =$   
 $= (1/2) [\chi_x(y) + \chi_x(-y)]$  и для  $w_F(\cdot)$  в (8) имеет место формула

$$w_F(x) = \frac{1}{2} [W_F(x) - W_F(-x)].$$

СЛЕДСТВИЕ 2. Пусть  $k \geq 1$  и группа  $G = G_2$  состоит из всех  $2^k$  отражений относительно координатных плоскостей. При этом преобразование  $g$  описывается набором  $(\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_k)$  чисел  $\varepsilon_j = \pm 1$ , так что для  $x = (x_1, \dots, x_k)$   $g(x) = (\varepsilon_1 x_1, \dots, \varepsilon_k x_k)$ . Тогда формула (9) имеет вид

$$\varphi(x, y) = \frac{1}{2^k} \sum_{(\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_k)} \chi_x(\varepsilon_1 y_1, \dots, \varepsilon_k y_k),$$

где суммирование ведется по всем наборам  $(\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_k)$ .

СЛЕДСТВИЕ 3. Пусть  $k > 1$  и группа  $G = G_3$  состоит из всех вращений, оставляющих неподвижной точку  $O$ . Тогда  $\mathcal{L}_F^1$  состоит из функций вида  $\varphi(x) = \varphi_1(|x|)$ , постоянных на сферах с центром в точке  $O$ ,  $|x| = (x_1^2 + \dots + x_k^2)^{1/2}$ .

Проектор  $\Pi_F$  имеет вид

$$(\Pi_F \varphi)(x) = \int_{S(0, |x|)} \varphi(y) U_x(dy),$$

где интеграл берется по сфере с центром в нуле и радиуса  $|x|$ , а  $U_x(dy)$  - равномерное распределение на этой сфере.

### 5. Случай неизвестного центра

Пусть  $\mathcal{F}_1$  - семейство мер на  $\mathbb{R}^k$ , инвариантных относительно группы  $G_2$ , рассмотренной в следствии 2 п.4. В этом пункте мы рассматриваем задачу оценки ф.р.  $F(\cdot)$ , предполагая, что множество  $\mathcal{F}_2$  допустимых мер удовлетворяет следующим условиям.

1) Ф.р.  $F(\cdot)$  абсолютно непрерывна относительно меры Лебега  $\nu$  на  $\mathbb{R}^k$ ,  $dF/d\nu(x) = f(x)$ ,  $x \in \mathbb{R}^k$ .

2) Существуют вектор  $c \in \mathbb{R}^k$  и  $G_2$ -инвариантная плотность  $f^\circ$  такие, что  $f(x) = f^\circ(x-c)$ .

$$3) \int f^{\circ}(x+h) \nu(dx) = o(|h|^2), \quad h \rightarrow 0.$$

$$\{f^{\circ}(x)=0\}$$

4) Отображение  $a: h \mapsto \sqrt{f^{\circ}(x+h-c)/f^{\circ}(x-c)}$  дифференцируемо при  $h=0$  как отображение окрестности нуля  $U \subset \mathbb{R}^k$  в  $L^2(F)$  и его производная имеет вид

$$a'(h)(\cdot) = -\frac{1}{2} \sum_{j=1}^k h_j \zeta_j(\cdot),$$

где  $\zeta_1, \dots, \zeta_k \in L^2(F)$ ,  $h = (h_1, \dots, h_k) \in \mathbb{R}^k$ .

5) Матрица  $\mathcal{Y} = \|\beta_{ij}\|$ ,  $\beta_{ij} = \int \zeta_i(x) \zeta_j(x) dF(x)$ , невырожденная.

В рассматриваемом случае мы не можем воспользоваться семействами распределений вида (4), поскольку они, вообще говоря, выводят  $F_h$  за пределы  $\mathcal{F}$ . Будем рассматривать поэтому классы  $\mathcal{X}_m^2(F)$  ( $m=1, 2, \dots$ ) семейств  $\Gamma = (U, \gamma, \gamma')$  распределений, имеющих плотность  $f_h (= dF_h/d\nu)$  по мере Лебега вида

$$f_h(x) = f^{\circ}(x-c-p(h)) \left[ 1 + \sum_{j=1}^m h_j \xi_j(x-c-p(h)) \right], \quad (10)$$

где  $p$  - дифференцируемое отображение окрестности нуля из  $\mathbb{R}^m$  в  $\mathbb{R}^k$ , а функции  $\xi_j$  центрированы относительно плотности  $f^{\circ}$ ,  $g_2$  - инвариантны и ограничены вместе со своими производными. При этом условие 2 п. I очевидно выполнено. Под производной  $\gamma'$  семейства  $\Gamma = (U, \gamma, \gamma')$  будем понимать удвоенную производную по  $h$  в  $L^2(F)$  от  $\sqrt{f_h(x)/f(x)}$  как отображение из  $\mathbb{R}^m$  в  $L^2(F)$ . При этом выполняется условие I п. I (см. [5]), в котором билинейная форма  $I_F(\cdot, \cdot)$  является обычным скалярным произведением в  $L^2(F)$ . Опишем проектор  $\Pi_F$  из  $L^2(F)$  на касательное пространство  $\mathcal{X}_F^2$  к  $\mathcal{F}_2$  в точке  $F$ . Заодно мы убедимся в выполнении условия 5. Условия 3 и 4 выполнены, как отмечалось выше, если функция распределения рассматривается как элемент пространства  $L^p(\mathbb{R}^k, \mathcal{A}, \mu)$ ,  $1 \leq p \leq \infty$ ,  $\mu$  - конечная мера.

ПРЕДЛОЖЕНИЕ 4. Пусть  $F \in \mathcal{F}_2$ . Тогда

I) пространство  $\mathcal{X}_F^2$  является прямой суммой подпростран-

ства  $S_F^1$  функций вида  $\Psi(x) = \xi^0(x-c)$ , где  $\xi^0$  - произвольная  $\mathcal{O}_2$  - инвариантная функция,  $\int \xi^0 f^0 d\nu = 0$ , и  $k$ -мерного подпространства  $S_F^2$ , натянутого на функции  $\zeta_1(x), \dots, \zeta_k(x)$ .

$\mathcal{L}_F^2$  подпространства  $S_F^1$  и  $S_F^2$  ортогональны, и проектор из  $\mathcal{L}_F^2(F)$  на  $\mathcal{L}_F^2$  имеет вид:

$$(\Pi_F \varphi)(x_1, \dots, x_k) = \frac{1}{2^k} \sum_{(\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_k)} \varphi(c_1 + \varepsilon_1(x_1 - c_1), \dots, c_k + \varepsilon_k(x_k - c_k)) + \sum_{j=1}^k \lambda_j \zeta_j(x_1, \dots, x_k), \quad (II)$$

где коэффициенты  $\lambda_1, \dots, \lambda_k$  определяются из системы линейных уравнений

$$\sum_{j=1}^k \beta_{ij} \lambda_j = \int \varphi(x) \zeta_i(x) dF(x), \quad i=1, \dots, k.$$

ДОКАЗАТЕЛЬСТВО. Понятно, что пространство  $\mathcal{L}_F^2$  содержит подпространства  $S_F^1$  и  $S_F^2$ , так как  $\mathcal{F}_2$  содержит подсемейства мер, плотности которых имеют вид

$$f_h(x) = f^0(x-c) \left[ 1 + \sum_{j=1}^m h_j \xi_j^0(x-c) \right]$$

и  $k$ -мерное подсемейство мер с плотностями  $f_h(x) = f^0(x-c-h)$ . Поэтому  $\mathcal{L}_F^2$  содержит и сумму подпространств  $S_F^1 + S_F^2$ .

Ортогональность  $S_F^1$  и  $S_F^2$  следует из того, что функция  $\zeta_j(x)$  меняет знак при отражении относительно гиперплоскости  $x_j = c_j$  и инвариантна при отражениях относительно гиперплоскостей  $x_i = c_i$ ,  $i \neq j$ .

Заметим, что отсюда вытекает также общирность (условие 5') семейства  $\mathcal{F}_2$ . Обратное включение  $\mathcal{L}_F^2 \subset S_F^1 \oplus S_F^2$

очевидно. Проектор на сумму взаимно ортогональных подпространств равен сумме соответствующих проекторов и поэтому имеет место формула (II). Тем самым предложение доказано.

Применим теперь теорему I к семейству  $\mathcal{F}_2$   
 Обозначим

$$w_F^*(x) = \int (\Pi_F \chi_x)(y) dW_F(y), \quad (I2)$$

где  $\Pi_F$  определяется формулой (II).

ТЕОРЕМА 3. Пусть  $V$  - произвольная окрестность в  $\mathcal{F}_2$  и  $\ell \in L$ . Тогда для любой последовательности оценок  $T_n = T_n(\cdot; X_1, \dots, X_n)$  функции распределения  $F(\cdot)$  ( $F \in \mathcal{F}_2$ ) имеет место неравенство (I) с  $\eta_F^1 = w_F^*$ .

Рассмотрим применение указанной теоремы в одномерном случае.

СЛЕДСТВИЕ 4. Пусть плотность  $f = dF/dx$  имеет вид  $f(x) = f^0(x-c)$ , где  $f^0$  - четная абсолютно непрерывная функция,  $\zeta(x) = -f'(x)/f(x)$ ,  $J = \int_{-\infty}^{\infty} [\zeta(x)]^2 f(x) dx$ ,  $0 < J < \infty$ .

Тогда процесс  $w_F^*$  в формуле (I2) имеет вид:

$$w_F^*(x) = \frac{1}{2} [W_F(x) - W_F(2c-x)] - \\ - y^{-1} f^0(x-c) \int \zeta(y) dW_F(y).$$

Здесь первое слагаемое получается в результате проектирования  $f_x(\cdot)$  на  $S_F^1$ , а второе - на  $S_F^2$ ; в данном случае  $S_F^2$  - одномерное подпространство, порожденное функцией  $\zeta(\cdot)$ .

Другой результат, который может быть выведен из теоремы 3 - это границы риска для оценки центра. По-прежнему предполагаем, что  $F \in \mathcal{F}_2$ , но оцениваемой величиной  $\Phi(F)$  является центр  $c$  распределения  $F$  (при этом сама плотность  $f^0$  неизвестна). Для построения информационной границы достаточно найти производную  $\Phi$  в точке  $F$  (как отображение из  $\mathcal{L}_F^2$  в  $\mathbb{R}^k$ ), ограничиваясь  $k$ -мерными подсемействами. Поскольку производная при  $h=0$  семейства мер с плотностями вида  $f_h(x) = f^0(x-c-h) [1 + \sum_{j=1}^k h_j \xi_j(x-c-h)]$ , есть  $2a'(h) = -\sum_{j=1}^k h_j \xi_j(x) + \sum_{j=1}^k h_j \xi_j(x-c)$ , то производная  $\Phi_F : \mathcal{L}_F^2 \rightarrow \mathbb{R}^k$  функции  $\Phi$  в точке  $F$  опреде-

ляется формулой

$$\varphi_F(\xi) = -\mathcal{J}^{-1} \begin{pmatrix} \int \xi_1 \xi dF \\ \vdots \\ \int \xi_k \xi dF \end{pmatrix}.$$

Здесь матрица  $\mathcal{J}$  — та же, что в условии 5 в начале этого пункта. Применяя теорему I, получаем, что для любой последовательности оценок  $T_n = T(X_1, \dots, X_n)$  со значениями в  $\mathbb{R}^k$ , для произвольной окрестности  $*) V \subset \mathcal{F}_2$  и для всякой функции потерь вида  $\ell(\cdot) = \lambda(\|\cdot\|) \in L$ , где  $\|\cdot\|$  — произвольная норма в  $\mathbb{R}^k$ , имеет место соотношение (I), в котором  $\theta \equiv F$ ,  $\eta_\theta^1$  —  $k$ -мерный гауссовский вектор с нулевым математическим ожиданием и ковариационной матрицей  $\mathcal{J}^{-1}$ .

Нетрудно видеть, что именно такое распределение имеет редукция  $W_F$  с помощью проектора  $\Pi_F$  на подпространство  $S_F^2 \subset \mathcal{L}_F^2$ .

Оценки функции распределения  $F(\cdot)$  в предположении, что  $F \in \mathcal{F}_1$  или  $F \in \mathcal{F}_2$  указаны в работе [6]. Можно показать, что эти оценки являются локально асимптотически минимаксными, т.е. на них достигается равенство в (I). В докладе авторов [3] было указано применение общего метода построения бесконечномерных информационных неравенств к оценке характеристических функционалов от неизвестного распределения.

#### Литература

1. Л е в и т Б.Я. Бесконечномерные информационные неравенства. — Теор. вероятн. и ее примен., 1978, т.23, № 2, с.388-394.
2. С у д а к о в В.Н. Геометрические проблемы теории бесконечномерных вероятностных распределений. — Тр. Мат. ин-та АН СССР, т.СХI, Л., "Наука", 1976.
3. К о ш е в н и к Ю.А., Л е в и т Б.Я. О нижних границах риска непараметрических оценок функции распределения. В кн.: УП Всесоюз. конф. теор. кодирования, передачи информации, доклады, Ч. I. М.—Вильнюс, 1978, 80-84.

\*) В любой топологии, относительно которой непрерывны семейства распределений (I0).

4. Кошевник Ю.А., Левит Б.Я. О непараметрическом аналоге информационной матрицы. - Теор. вероятн. и ее примен., 1976, т.21, № 4, с.759-774.
5. Ибрагимов И.А., Хасьминский Р.З. Локальная асимптотическая нормальность для неодинаково распределенных наблюдений. - Теор. вероятн. и ее примен., 1975, т.20, № 2, с.251-266.
6. Кошевник Ю.А. Об асимптотическом распределении непараметрических оценок функции распределения при условии симметрии. В кн.: Статистические методы. Межвузовский сборник. Изд. Пермского ГУ; Пермь, 1978, с.39-57.
7. Дмитриев Ю.Г. О свойствах оценок функций распределения и функционалов при дополнительной априорной информации. В кн.: Матем. статист. и ее прилож., № 4. Изд. Томского ГУ, Томск, 1976, с.63-76.