

УДК 621.391.1:519.72

© 2020 г. В.В. Прелов

О МАКСИМАЛЬНЫХ ЗНАЧЕНИЯХ  $f$ -ДИВЕРГЕНЦИИ И ДИВЕРГЕНЦИИ РЕНЬИ ПРИ ЗАДАННОМ ВАРИАЦИОННОМ РАССТОЯНИИ<sup>1</sup>

Рассматривается задача о нахождении максимальных значений  $f$ -дивергенций  $D_f(P \| Q)$  дискретных распределений вероятностей  $P$  и  $Q$  со значениями на конечном множестве при условии, что заданы вариационное расстояние  $V(P, Q)$  между ними и одно из распределений вероятностей  $P$  или  $Q$ . Получены точные выражения для указанных максимумов  $f$ -дивергенций, которые в ряде случаев позволяют выписать для них как явные формулы, так и простые верхние границы. В качестве следствия получены явные выражения для максимумов  $f$ -дивергенций  $D_f(P \| Q)$  при условии, что кроме  $V(P, Q)$  задана лишь величина минимальной компоненты распределения  $P$  или распределения  $Q$ . Аналогичные результаты получены и для дивергенции Реньи.

*Ключевые слова:*  $f$ -дивергенция, дивергенция Реньи, вариационное расстояние, дискретные распределения вероятностей.

**DOI:** 10.31857/S0555292320010015

Понятие  $f$ -дивергенции для вероятностных распределений было введено Чисаром [1, 2] и независимо Али и Силвейем [3], а несколько позднее переоткрыто Закаи и Зивом [4]. В случае дискретных распределений вероятностей  $P = \{p_i, i \in \mathcal{N}\}$  и  $Q = \{q_i, i \in \mathcal{N}\}$ , определенных на конечном множестве  $\mathcal{N} = \{1, 2, \dots, n\}$ , которые и будут рассматриваться в этой статье,  $f$ -дивергенция  $D_f(P \| Q)$  распределения  $P$  относительно  $Q$  определяется равенством

$$D_f(P \| Q) = \sum_{i \in \mathcal{N}} q_i f\left(\frac{p_i}{q_i}\right), \quad (1)$$

где  $f: (0, \infty) \rightarrow \mathbb{R}$  – выпуклая функция, такая что  $f(1) = 0$  (в дальнейшем мы всегда будем считать, что  $f(\cdot)$  – дважды дифференцируемая функция, такая что  $f''(x) > 0$ ,  $x \neq 1$ ). При этом всегда предполагается, что:

- $0 \cdot f\left(\frac{0}{0}\right) = 0$ ;
- $f(0) = \lim_{u \downarrow 0} f(u)$ ;
- $0 \cdot f\left(\frac{a}{0}\right) = \lim_{\varepsilon \downarrow 0} \varepsilon f\left(\frac{a}{\varepsilon}\right) = a \lim_{t \rightarrow \infty} \frac{f(t)}{t}$ , где  $a \neq 0$ .

Заметим, что вышеуказанные пределы всегда существуют (хотя могут быть равны бесконечности), так как  $f(\cdot)$  – выпуклая функция.

Многие известные меры различия между вероятностными распределениями, используемые в теории информации, теории вероятностей и математической статисти-

<sup>1</sup> Работа выполнена при частичной финансовой поддержке Российского фонда фундаментальных исследований (номер проекта 19-01-00364).

стике, являются частными случаями  $f$ -дивергенции. Среди подобных мер различия отметим следующие:

- Обычные (информационные) дивергенции

$$D(P \parallel Q) = \sum_{i \in \mathcal{N}} p_i \log \frac{p_i}{q_i} \quad \text{и} \quad D(Q \parallel P) = \sum_{i \in \mathcal{N}} q_i \log \frac{q_i}{p_i} \quad (2)$$

являются  $f$ -дивергенциями при  $f(t) = t \log t$  и  $f(t) = -\log t$  соответственно;

- Вариационное расстояние

$$V(P, Q) = \sum_{i \in \mathcal{N}} |p_i - q_i| = D_f(P \parallel Q) \quad \text{при} \quad f(t) = |t - 1|; \quad (3)$$

- Дивергенция Йенсена – Шеннона

$$S(P \parallel Q) = D\left(P \parallel \frac{P+Q}{2}\right) + D\left(Q \parallel \frac{P+Q}{2}\right) = D_f(P \parallel Q) \quad (4)$$

при  $f(t) = t \log t - (1+t) \log \frac{1+t}{2}$ ;

- Треугольная дивергенция

$$\Delta(P \parallel Q) = \sum_{i \in \mathcal{N}} \frac{(p_i - q_i)^2}{p_i + q_i} = D_f(P \parallel Q) \quad \text{при} \quad f(t) = \frac{(t-1)^2}{t+1}; \quad (5)$$

- $\chi^2$ -дивергенция

$$\chi^2(P \parallel Q) = \sum_{i \in \mathcal{N}} \frac{(p_i - q_i)^2}{q_i} = D_f(P \parallel Q) \quad (6)$$

при  $f(t) = (t-1)^2$  или  $f(t) = t^2 - 1$ ;

- Квадрат расстояния Хеллингера

$$h^2(P, Q) = \sum_{i \in \mathcal{N}} (\sqrt{p_i} - \sqrt{q_i})^2 = D_f(P \parallel Q) \quad \text{при} \quad f(t) = 2(1 - \sqrt{t}); \quad (7)$$

- Дивергенция Хеллингера порядка  $\alpha$ ,  $\alpha > 0$ ,  $\alpha \neq 1$ ,

$$\mathcal{H}_\alpha(P \parallel Q) = D_f(P \parallel Q) \quad \text{при} \quad f(t) = f_\alpha(t) = \frac{t^\alpha - 1}{\alpha - 1}. \quad (8)$$

Заметим, что  $\chi^2$ -дивергенция и квадрат расстояния Хеллингера являются частными случаями дивергенции Хеллингера, т.е.  $\chi^2(P \parallel Q) = \mathcal{H}_2(P \parallel Q)$  и  $h^2(P, Q) = \mathcal{H}_{1/2}(P \parallel Q)$ .

Дивергенция Реньи  $D_\alpha(P \parallel Q)$  положительного порядка  $\alpha$ ,  $\alpha \neq 1$  (не являющаяся  $f$ -дивергенцией), между распределениями вероятностей  $P$  и  $Q$  определяется равенством (см. [5, 6])

$$D_\alpha(P \parallel Q) = \frac{1}{\alpha - 1} \log \sum_{i \in \mathcal{N}} p_i^\alpha q_i^{1-\alpha} \quad \alpha > 0, \quad \alpha \neq 1, \quad (9)$$

где для  $\alpha > 1$  предполагается, что  $0/0 = 0$  и  $a/0 = \infty$  при  $a > 0$ .

Изучению различных свойств  $f$ -дивергенции и дивергенции Реньи посвящено большое количество работ (см., например, работы [6–8] и библиографию в них). В частности, много работ посвящено выводу различных неравенств между разными типами  $f$ -дивергенций (см., например, [9–11]), а в [12] приведен подробный обзор

подобных неравенств, содержащий и ряд новых неравенств, полученных авторами этой работы.

В работе [13] получено параметрическое выражение для минимального значения  $f$ -дивергенции при заданном вариационном расстоянии между двумя распределениями вероятностей. Явное же выражение для указанного минимума  $f$ -дивергенции в [13] получено лишь в случае, когда функция  $f(\cdot)$  обладает некоторого рода симметрией.

В работе [14] получены точные, а в некоторых случаях и явные выражения для максимальных значений (обычных) дивергенций  $D(P \parallel Q)$  и  $D(Q \parallel P)$  при условии, что заданы вариационное расстояние  $V(P, Q)$  и распределение вероятностей  $Q$ . В общем случае это позволило получить оптимальную верхнюю границу для  $D(P \parallel Q)$  при заданных  $V(P, Q)$  и минимальной компоненте распределения  $Q$ , которая улучшает границу Сасона – Верду [12, 15]. В данной статье мы обобщаем результаты [14] на случай  $f$ -дивергенций и дивергенций Реньи, попутно исправляя одну неточность в формулировке следствия из теоремы 1 в [14] (см. замечание 2 ниже).

Для формулировки полученных результатов введем необходимые определения и обозначения. Для распределений вероятностей  $P = \{p_i, i \in \mathcal{N}\}$  и  $Q = \{q_i, i \in \mathcal{N}\}$  обозначим  $p_{\min} = \min_{i \in \mathcal{N}} p_i$  и  $q_{\min} = \min_{i \in \mathcal{N}} q_i$  и заметим, что при заданном  $P$  и любых  $Q$  вариационное расстояние  $V(P, Q)$  может изменяться в пределах от 0 до  $2(1 - p_{\min})$ , а при заданном  $Q$  и любых  $P$  величина  $V(P, Q)$  может изменяться от 0 до  $2(1 - q_{\min})$ .

Для фиксированного распределения вероятностей  $P = \{p_i, i \in \mathcal{N}\}$ ,  $p_1 \geq p_2 \geq \dots \geq p_n = p_{\min} > 0$ , и действительного числа  $v$ ,  $0 \leq v \leq 2(1 - p_{\min})$ , положим

$$D_f^{\max}(P, v) = \max_{Q: V(P, Q)=v} D_f(P \parallel Q), \quad (10)$$

и аналогично для фиксированного распределения  $Q = \{q_i, i \in \mathcal{N}\}$ ,  $q_1 \geq q_2 \geq \dots \geq q_n = q_{\min} > 0$ , и числа  $v$ ,  $0 \leq v \leq 2(1 - q_{\min})$ , обозначим

$$D_f^{\max}(Q, v) = \max_{P: V(P, Q)=v} D_f(P \parallel Q). \quad (11)$$

Введем также величины  $D_f^{\max}(p_{\min}, v)$  и  $D_f^{\max}(q_{\min}, v)$ , определяемые равенствами

$$D_f^{\max}(p_{\min}, v) = \max_{(P, Q): V(P, Q)=v, \min_{i \in \mathcal{N}} p_i = p_{\min}} D_f(P \parallel Q), \quad (12)$$

$$D_f^{\max}(q_{\min}, v) = \max_{(P, Q): V(P, Q)=v, \min_{i \in \mathcal{N}} q_i = q_{\min}} D_f(P \parallel Q), \quad (13)$$

причем максимумы в (12), (13) берутся по всем возможным распределениям  $P = \{p_i, i \in \mathcal{N}\}$  и  $Q = \{q_i, i \in \mathcal{N}\}$ , таким что  $V(P, Q) = v$  и при этом  $p_{\min} > 0$  в (12) и  $q_{\min} > 0$  в (13).

Аналогичные величины вводим и для дивергенции Реньи (9):

$$D_{\alpha}^{\max}(P, v) = \max_{Q: V(P, Q)=v} D_{\alpha}(P \parallel Q), \quad (14)$$

$$D_{\alpha}^{\max}(Q, v) = \max_{P: V(P, Q)=v} D_{\alpha}(P \parallel Q), \quad (15)$$

$$D_{\alpha}^{\max}(p_{\min}, v) = \max_{(P, Q): V(P, Q)=v, \min_{i \in \mathcal{N}} p_i = p_{\min}} D_{\alpha}(P \parallel Q), \quad (16)$$

$$D_{\alpha}^{\max}(q_{\min}, v) = \max_{(P, Q): V(P, Q)=v, \min_{i \in \mathcal{N}} q_i = q_{\min}} D_{\alpha}(P \parallel Q). \quad (17)$$

Обозначим через  $\mathcal{N}_s$  подмножество  $\mathcal{N}$ , не содержащее элемент  $s$ , т.е.  $\mathcal{N}_s = \mathcal{N} \setminus \{s\}$ . Для заданного распределения вероятностей  $P = \{p_i, i \in \mathcal{N}\}$  и параметра  $v$ ,  $0 \leq v \leq$

$\leq 2(1 - p_{\min})$ , всякое равенство

$$\frac{v}{2} = \sum_{i \in I_s} p_i + \beta, \quad \text{где } I_s \subseteq \mathcal{N}_s, \quad (18)$$

назовем *допустимым*  $(P, I_s)$ -представлением  $\frac{v}{2}$ , если либо  $\beta = 0$ , либо существует индекс  $j \in \mathcal{N}_s \setminus I_s$ , такой что  $0 < \beta < p_j$ . Аналогично определяется *допустимое*  $(Q, I_s)$ -представление  $\frac{v}{2}$ , если задано распределение  $Q = \{q_i, i \in \mathcal{N}\}$  и параметр  $v$ ,  $0 \leq v \leq 2(1 - q_{\min})$ .

**Теорема 1.** *Для любого распределения вероятностей  $P = \{p_i, i \in \mathcal{N}\}$ , такого что  $p_1 \geq p_2 \geq \dots \geq p_n > 0$ , и любого  $v$ ,  $0 \leq v \leq 2(1 - p_n)$ , для величины  $D_f^{\max}(P, v)$ , определенной в (10), справедливы следующие утверждения:*

1. Если  $f^* = \lim_{t \rightarrow \infty} \frac{f(t)}{t} = \infty$ , то

$$D_f^{\max}(P, v) = \begin{cases} \infty, & \text{если } \frac{v}{2} \geq p_n, \\ m_P, & \text{если } 0 \leq \frac{v}{2} < p_n, \end{cases} \quad (19)$$

где

$$m_P = \max \left\{ \left( p_n + \frac{v}{2} \right) f \left( \frac{p_n}{p_n + \frac{v}{2}} \right) + \left( p_{n-1} - \frac{v}{2} \right) f \left( \frac{p_{n-1}}{p_{n-1} - \frac{v}{2}} \right), \right. \\ \left. \left( p_{n-1} + \frac{v}{2} \right) f \left( \frac{p_{n-1}}{p_{n-1} + \frac{v}{2}} \right) + \left( p_n - \frac{v}{2} \right) f \left( \frac{p_n}{p_n - \frac{v}{2}} \right) \right\}. \quad (20)$$

2. Если  $f^* = \lim_{t \rightarrow \infty} \frac{f(t)}{t} < \infty$ , то

• Для любого  $v$  справедливо равенство

$$D_f^{\max}(P, v) = \\ = \max_{s, I_s} \left\{ \left( p_s + \frac{v}{2} \right) f \left( \frac{p_s}{p_s + \frac{v}{2}} \right) + (p_k - \beta) f \left( \frac{p_k}{p_k - \beta} \right) + \left( \frac{v}{2} - \beta \right) f^* \right\}, \quad (21)$$

где  $p_k = \min_{j: j \in \mathcal{N}_s \setminus I_s, \beta < p_j} \{p_j\}$ , а максимум в правой части (21) берется по всем  $s$  и всем допустимым  $(P, I_s)$ -представлениям  $\frac{v}{2}$ , таким что  $t \leq s \leq n$ , где  $t = \min \left\{ i : p_i + \frac{v}{2} \leq 1 \right\}$ ;

• Если  $0 \leq \frac{v}{2} \leq p_n$ , то

$$D_f^{\max}(P, v) = m_P, \quad (22)$$

где  $m_P$  определено в (20);

• Для любых  $v$  справедлива верхняя граница

$$D_f^{\max}(P, v) \leq \left( p_n + \frac{v}{2} \right) f \left( \frac{p_n}{p_n + \frac{v}{2}} \right) + \frac{v f^*}{2}, \quad (23)$$

причем эта верхняя граница достигается, т.е.

$$D_f^{\max}(P, v) = \left( p_n + \frac{v}{2} \right) f \left( \frac{p_n}{p_n + \frac{v}{2}} \right) + \frac{v f^*}{2}, \quad (24)$$

если  $\frac{v}{2} = \sum_{i=1}^{n-1} a_i p_i$  при любых  $a_i \in \{0, 1\}$ .

Доказательство этой теоремы приведено в Приложении. Во многом аналогичное утверждение справедливо и для величины  $D_f^{\max}(Q, v)$ , определенной в (11).

**Теорема 2.** Для любого распределения вероятностей  $Q = \{q_i, i \in \mathcal{N}\}$ , такого что  $q_1 \geq q_2 \geq \dots \geq q_n > 0$ , и любого  $v$ ,  $0 \leq v \leq 2(1 - q_n)$ , для величины  $D_f^{\max}(Q, v)$  справедливы следующие утверждения:

1. Если  $f(0) = \infty$ , то

$$D_f^{\max}(Q, v) = \begin{cases} \infty, & \text{если } \frac{v}{2} \geq q_n, \\ m_Q, & \text{если } 0 \leq \frac{v}{2} < q_n, \end{cases} \quad (25)$$

где

$$m_Q = \max \left\{ q_n f\left(\frac{q_n + \frac{v}{2}}{q_n}\right) + q_{n-1} f\left(\frac{q_{n-1} - \frac{v}{2}}{q_{n-1}}\right), \right. \\ \left. q_{n-1} f\left(\frac{q_{n-1} + \frac{v}{2}}{q_{n-1}}\right) + q_n f\left(\frac{q_n - \frac{v}{2}}{q_n}\right) \right\}. \quad (26)$$

2. Если  $f(0) < \infty$ , то

• Для любого  $v$  справедливо равенство

$$D_f^{\max}(Q, v) = \max_{s, I_s} \left\{ q_s f\left(\frac{q_s + \frac{v}{2}}{q_s}\right) + q_k f\left(\frac{q_k - \beta}{q_k}\right) + \left(\frac{v}{2} - \beta\right) f(0) \right\}, \quad (27)$$

где  $q_k = \min_{j: j \in \mathcal{N}_s \setminus I_s, \beta < q_j} \{q_j\}$ , а максимум в правой части (27) берется по всем  $s$  и всем допустимым  $(Q, I_s)$ -представлениям  $\frac{v}{2}$ , таким что  $t \leq s \leq n$ , где  $t = \min \{i : q_i + \frac{v}{2} \leq 1\}$ ;

• Если  $0 \leq \frac{v}{2} \leq q_n$ , то

$$D_f^{\max}(Q, v) = m_Q, \quad (28)$$

где  $m_Q$  определено в (26);

• Для любых  $v$  справедлива верхняя граница

$$D_f^{\max}(Q, v) \leq q_n f\left(\frac{q_n + \frac{v}{2}}{q_n}\right) + \frac{v f(0)}{2}, \quad (29)$$

причем эта верхняя граница достигается, т.е.

$$D_f^{\max}(Q, v) = q_n f\left(\frac{q_n + \frac{v}{2}}{q_n}\right) + \frac{v f(0)}{2}, \quad (30)$$

если  $\frac{v}{2} = \sum_{i=1}^{n-1} a_i q_i$  при любых  $a_i \in \{0, 1\}$ .

Доказательство этой теоремы также приведено в Приложении. Из теорем 1 и 2 можно вывести

**Следствие.** Для величин  $D_f^{\max}(p_{\min}, v)$  и  $D_f^{\max}(q_{\min}, v)$ , определенных в (12) и (13), в случае  $|\mathcal{N}| = n \geq 3$  справедливы следующие утверждения:

- Для всех  $p_{\min}$ ,  $0 < p_{\min} \leq \frac{1}{n}$ , и всех  $v$ ,  $0 \leq v \leq 2(1 - p_{\min})$ , справедлива верхняя граница

$$D_f^{\max}(p_{\min}, v) \leq \left(p_{\min} + \frac{v}{2}\right) f\left(\frac{p_{\min} + \frac{v}{2}}{p_{\min} + \frac{v}{2}}\right) + \frac{vf^*}{2}; \quad (31)$$

- Эта верхняя граница достигается, т.е.

$$D_f^{\max}(p_{\min}, v) = \left(p_{\min} + \frac{v}{2}\right) f\left(\frac{p_{\min} + \frac{v}{2}}{p_{\min} + \frac{v}{2}}\right) + \frac{vf^*}{2}, \quad (32)$$

если  $p_{\min} < \frac{v}{2} < 1 - 2p_{\min}$  и  $p_{\min} \leq \frac{1}{n+1}$ , а также если  $p_{\min} \leq \frac{1}{n}$  и  $\frac{v}{2} = 1 - p_{\min}$  или  $\frac{v}{2} = kp_{\min}$ , где  $k$  – целое, такое что  $1 \leq k \leq \left\lfloor \frac{1 - p_{\min}}{p_{\min}} \right\rfloor$ ;

- Если  $0 \leq \frac{v}{2} \leq p_{\min}$ , то

$$D_f^{\max}(p_{\min}, v) = \left(p_{\min} + \frac{v}{2}\right) f\left(\frac{p_{\min} + \frac{v}{2}}{p_{\min} + \frac{v}{2}}\right) + \left(p_{\min} - \frac{v}{2}\right) f\left(\frac{p_{\min}}{p_{\min} - \frac{v}{2}}\right); \quad (33)$$

- Для всех  $q_{\min}$ ,  $0 < q_{\min} \leq \frac{1}{n}$ , и всех  $v$ ,  $0 \leq v \leq 2(1 - q_{\min})$ , справедлива верхняя граница

$$D_f^{\max}(q_{\min}, v) \leq q_{\min} f\left(\frac{q_{\min} + \frac{v}{2}}{q_{\min}}\right) + \frac{vf(0)}{2}; \quad (34)$$

- Эта верхняя граница достигается, т.е.

$$D_f^{\max}(q_{\min}, v) = q_{\min} f\left(\frac{q_{\min} + \frac{v}{2}}{q_{\min}}\right) + \frac{vf(0)}{2}, \quad (35)$$

если  $q_{\min} < \frac{v}{2} < 1 - 2q_{\min}$  и  $q_{\min} \leq \frac{1}{n+1}$ , а также если  $q_{\min} \leq \frac{1}{n}$  и  $\frac{v}{2} = 1 - q_{\min}$  или  $\frac{v}{2} = kq_{\min}$ , где  $k$  – целое, такое что  $1 \leq k \leq \left\lfloor \frac{1 - q_{\min}}{q_{\min}} \right\rfloor$ ;

- Если  $0 \leq \frac{v}{2} \leq q_{\min}$ , то

$$D_f^{\max}(q_{\min}, v) = q_{\min} \left[ f\left(\frac{q_{\min} + \frac{v}{2}}{q_{\min}}\right) + f\left(\frac{q_{\min} - \frac{v}{2}}{q_{\min}}\right) \right]. \quad (36)$$

Доказательство этого следствия также приведено в Приложении.

*Замечание 1.* Во многих конкретных случаях  $f$ -дивергенций можно указать точные значения величин  $m_P$  и  $m_Q$ , определенных в (20) и (26). Например, в случае обычной дивергенции  $D(P \| Q)$  (когда  $f(t) = t \log t$ ) легко проверить, что

$$\begin{aligned} m_P &= p_n \log\left(1 + \frac{v}{2p_n - v}\right) + p_{n-1} \log\left(1 - \frac{v}{2p_{n-1} + v}\right), \\ m_Q &= \left(q_{n-1} + \frac{v}{2}\right) \log\left(1 + \frac{v}{2q_{n-1}}\right) + \left(q_n - \frac{v}{2}\right) \log\left(1 - \frac{v}{2q_n}\right). \end{aligned}$$

*Замечание 2.* Частным случаем приведенного выше следствия является следствие в работе [14], в формулировке которого имеется опечатка: вместо условия  $0 \leq v \leq 2(1 - q_{\min})$  должно быть  $0 \leq v \leq 2(1 - 2q_{\min})$ . Кроме того, к условию

$\frac{v}{2} \geq q_{\min}$  для справедливости равенства (17) в [14] следует добавить условие, что  $q_{\min} \leq \frac{1}{|\mathcal{N}|+1}$  (при котором всегда справедливо неравенство (20) в [14]).

Для нахождения максимальных значений дивергенций Реньи, определенных в (14)–(17), заметим, что хотя дивергенция Реньи  $D_\alpha(P \parallel Q)$  и не является  $f$ -дивергенцией, но легко видеть, что она является монотонной функцией от некоторой  $f$ -дивергенции. Действительно, справедливы следующие равенства:

- Если  $\alpha > 1$ , то

$$D_\alpha(P \parallel Q) = \frac{1}{\alpha-1} \log \sum_{i \in \mathcal{N}} p_i^\alpha q_i^{1-\alpha} = \frac{1}{\alpha-1} \log [D_f(P \parallel Q) + 1], \quad (37)$$

где  $f(t) = t^\alpha - 1$ . Эта функция  $f(t)$  удовлетворяет всем требованиям при определении  $f$ -дивергенции (т.е. она является выпуклой функцией на интервале  $(0, \infty)$ , для которой  $f(1) = 0$ );

- Если  $0 < \alpha < 1$ , то

$$D_\alpha(P \parallel Q) = \frac{1}{\alpha-1} \log [-D_{\tilde{f}}(P \parallel Q) + 1], \quad (38)$$

где  $\tilde{f}(t) = 1 - t^\alpha$ , что тоже удовлетворяет всем требованиям к  $f$ -дивергенции.

Поэтому

$$D_\alpha^{\max}(P, v) = \begin{cases} \frac{1}{\alpha-1} \log [D_f^{\max}(P, v) + 1], & \text{если } \alpha > 1, \\ \frac{1}{\alpha-1} \log [-D_{\tilde{f}}^{\max}(P, v) + 1], & \text{если } 0 \leq \alpha < 1, \end{cases} \quad (39)$$

а для величин  $D_f^{\max}(P, v)$  и  $D_{\tilde{f}}^{\max}(P, v)$  при  $f(t) = t^\alpha - 1$ ,  $\alpha > 1$ , и  $\tilde{f}(t) = 1 - t^\alpha$ ,  $0 < \alpha < 1$ , справедливы утверждения теоремы 1.

Формулы, аналогичные равенству (39), справедливы и для величин  $D_\alpha^{\max}(Q, v)$ ,  $D_\alpha^{\max}(p_{\min}, v)$  и  $D_\alpha^{\max}(q_{\min}, v)$ , определенных в (15)–(17). При этом нетрудно показать, что величины  $m_P$  и  $m_Q$ , определенные в (20) и (26), для функций  $f(t) = t^\alpha - 1$ ,  $\alpha > 1$ , и  $\tilde{f}(t) = 1 - t^\alpha$ ,  $0 < \alpha < 1$ , принимают следующий вид:

$$m_P = p_n^\alpha \left(p_n - \frac{v}{2}\right)^{1-\alpha} + p_{n-1}^\alpha \left(p_{n-1} + \frac{v}{2}\right)^{1-\alpha} - p_n - p_{n-1} \quad \text{при всех } \alpha > 0, \alpha \neq 1, \quad (40)$$

$$m_Q = \begin{cases} q_n^{1-\alpha} \left(q_n - \frac{v}{2}\right)^\alpha + q_{n-1}^{1-\alpha} \left(q_{n-1} + \frac{v}{2}\right)^\alpha - q_n - q_{n-1}, & \text{если } \alpha \leq 2, \alpha \neq 1, \\ q_n^{1-\alpha} \left(q_n + \frac{v}{2}\right)^\alpha + q_{n-1}^{1-\alpha} \left(q_{n-1} - \frac{v}{2}\right)^\alpha - q_n - q_{n-1}, & \text{если } \alpha > 2. \end{cases} \quad (41)$$

## ПРИЛОЖЕНИЕ

Доказательство теоремы 1. **1.** Докажем вначале равенство (19). Так как по условию распределение  $P = \{p_i, i \in \mathcal{N}\}$  задано и  $p_i > 0$  для всех  $i \in \mathcal{N}$ , то из определения  $f$ -дивергенции (1) следует, что

$$D_f(P \parallel Q) = \sum_{i: q_i > 0} q_i f\left(\frac{p_i}{q_i}\right) + f^* \sum_{i: q_i = 0} p_i, \quad (\text{П.1})$$

где  $f^* = \lim_{t \rightarrow \infty} \frac{f(t)}{t}$ . Поэтому величина  $D_f^{\max}(P, v)$ , определенная в (10), равна бес-

конечности тогда и только тогда, когда  $f^* = \infty$  и существует распределение  $Q = \{q_i, i \in \mathcal{N}\}$ , такое что  $V(P, Q) = v$  и хотя бы одна из его компонент  $q_i = 0$ . Легко видеть, что это возможно лишь в случае, когда  $v \geq 2p_n$ , откуда и следует первое из равенств в (19).

Для доказательства второго из равенств в (19), когда  $0 \leq v < 2p_n$ , вначале покажем, что существует оптимальное распределение  $Q = \{q_i, i \in \mathcal{N}\}$  (т.е. распределение, на котором достигается значение  $D_f^{\max}(P, v)$ ), для которого  $V(P, Q) = v$  и существуют два индекса  $s$  и  $\ell$ ,  $\ell \neq s$ , такие что  $q_s = p_s + \frac{v}{2}$  и  $q_\ell = p_\ell - \frac{v}{2}$ , а все остальные  $q_i = p_i$ .

Пусть  $Q = \{q_i, i \in \mathcal{N}\}$  – некоторое распределение вероятностей, для которого  $V(P, Q) = v$  и существуют по крайней мере две его компоненты  $q_k$  и  $q_j$ ,  $k \neq j$ , такие что  $q_k > p_k$  и  $q_j > p_j$ . Покажем, что тогда это распределение  $Q$  не может быть оптимальным, так как найдется другое распределение  $\hat{Q} = \{\hat{q}_i, i \in \mathcal{N}\}$ , для которого  $V(P, \hat{Q}) = v$  и  $D_f(P \parallel \hat{Q}) > D_f(P \parallel Q)$ . Для этого рассмотрим распределение вероятностей  $Q(x) = \{q_i(x), i \in \mathcal{N}\}$ , зависящее от параметра  $x$ , где

$$q_i(x) = \begin{cases} q_i & \text{при } i \in \mathcal{N} \setminus \{k, j\}, \\ q_k + x & \text{при } i = k, \\ q_j - x & \text{при } i = j, \end{cases} \quad (\text{П.2})$$

причем параметр  $x$  удовлетворяет условиям  $p_k - q_k \leq x \leq q_j - p_j$ . Очевидно, что  $V(P, Q(x)) = v$  при любом  $x$ , и нетрудно проверить, что разность  $\Delta(x) = D_f(P \parallel Q(x)) - D_f(P \parallel Q)$  является выпуклой функцией  $x$ , а  $\Delta(0) = 0$ . Действительно, легко убедиться, что

$$\Delta''(x) = \frac{p_k^2}{(q_k + x)^3} f''\left(\frac{p_k}{q_k + x}\right) + \frac{p_j^2}{(q_j - x)^3} f''\left(\frac{p_j}{q_j - x}\right) > 0,$$

так как по условию  $f(\cdot)$  – выпуклая функция. Поэтому существует  $x \in (p_k - q_k, q_j - p_j)$ , для которого распределение  $\hat{Q} = Q(x)$  удовлетворяет условию  $D_f(P \parallel \hat{Q}) > D_f(P \parallel Q(0)) = D_f(P \parallel Q)$ . Отсюда немедленно следует, что существует оптимальное распределение  $Q = \{q_i, i \in \mathcal{N}\}$ , для которого  $V(P, Q) = v$  и  $q_s = p_s + \frac{v}{2}$  при некотором  $s$ .

Аналогично доказывается, что существует оптимальное распределение  $Q = \{q_i, i \in \mathcal{N}\}$ , для которого не только  $q_s = p_s + \frac{v}{2}$  при некотором  $s$ , но и  $q_\ell = p_\ell - \frac{v}{2}$  при некотором  $\ell \neq s$ . Действительно, для доказательства этого утверждения достаточно показать, что любое распределение  $Q = \{q_i, i \in \mathcal{N}\}$ , для которого  $V(P, Q) = v$  и существуют по крайней мере две его компоненты  $q_k$  и  $q_j$ ,  $k \neq j$ , такие что  $q_k < p_k$  и  $q_j < p_j$ , не может быть оптимальным. Снова, рассматривая распределение вероятностей  $Q(x) = \{q_i(x), i \in \mathcal{N}\}$ , зависящее от параметра  $x$ , компоненты которого задаются формулами (П.2), а параметр  $x$  удовлетворяет ограничениям  $\max\{-q_k, q_j - p_j\} \leq x \leq \min\{q_j, p_k - q_k\}$ , обнаруживаем, что разность  $\Delta(x) = D_f(P \parallel Q(x)) - D_f(P \parallel Q)$  является выпуклой функцией  $x$ , а этого достаточно для доказательства сформулированного выше утверждения, поскольку отсюда следует, что оптимальное распределение имеет лишь одну компоненту (скажем,  $q_\ell$ ), меньшую соответствующего  $p_\ell$ , а так как по условию  $v < 2p_n$ , то эта компонента равна  $p_\ell - \frac{v}{2}$ .

Поэтому, если  $v < 2p_n$ , то

$$D_f^{\max}(P, v) = \max_{s, \ell: s \neq \ell} \left\{ \left( p_s + \frac{v}{2} \right) f\left( \frac{p_s}{p_s + \frac{v}{2}} \right) + \left( p_\ell - \frac{v}{2} \right) f\left( \frac{p_\ell}{p_\ell - \frac{v}{2}} \right) \right\}. \quad (\text{П.3})$$



Теперь, учитывая (П.3), для доказательства второго равенства в (19) достаточно показать, что обе функции  $\left(p_s + \frac{v}{2}\right) f\left(\frac{p_s}{p_s + v/2}\right)$  и  $\left(p_\ell - \frac{v}{2}\right) f\left(\frac{p_\ell}{p_\ell - v/2}\right)$  убывают по  $p_s$  и  $p_\ell$  соответственно. Для этого покажем, что функция  $g(x) = (x+a)f\left(\frac{x}{x+a}\right)$  убывает по  $x$ . Имеем

$$g'(x) = f\left(1 - \frac{a}{x+a}\right) + \frac{a}{x+a} f'\left(1 - \frac{a}{x+a}\right).$$

Полагая  $u = \frac{a}{x+a}$ , рассмотрим функцию  $\tilde{g}(u) = f(1-u) + uf'(1-u)$  при  $0 \leq u \leq 1$ . Теперь, замечая, что  $\tilde{g}'(u) = -uf''(1-u) < 0$ , а  $\tilde{g}(0) = f(1) + 0f'(1) = 0$ , мы видим, что  $g'(x) < 0$ , что и доказывает наше утверждение об убывании функций  $\left(p_s + \frac{v}{2}\right) f\left(\frac{p_s}{p_s + v/2}\right)$  и  $\left(p_\ell - \frac{v}{2}\right) f\left(\frac{p_\ell}{p_\ell - v/2}\right)$  по  $p_s$  и  $p_\ell$  соответственно. Второе равенство в (19) доказано.

**2.** Переходим к рассмотрению случая, когда  $f^* = \lim_{t \rightarrow \infty} \frac{f(t)}{t} < \infty$ . В этом случае, когда  $v < 2p_n$ , применимы все рассуждения первого пункта доказательства, показывающие, что для  $D_f^{\max}(P, v)$  справедлива формула (22). Если же  $2p_n \leq v \leq 2(1-p_n)$ , то эти рассуждения показывают, что существует оптимальное распределение  $Q = \{q_i, i \in \mathcal{N}\}$ , для которого  $V(P, Q) = v$  и которое имеет ровно одну компоненту (скажем,  $q_s$ ), строго большую соответствующей компоненты  $p_s$ , и поэтому  $q_s = p_s + \frac{v}{2}$ , и не более одной ненулевой компоненты (скажем,  $q_\ell$ ,  $\ell \neq s$ ), строго меньшей соответствующей компоненты  $p_\ell$ , такой что  $q_\ell = p_\ell - \beta$ , где  $0 < \beta < p_\ell$ . При этом часть компонент оптимального распределения  $Q = \{q_i, i \in \mathcal{N}\}$  может равняться нулю, например,  $q_i = 0$  при  $i \in I_s \subseteq \mathcal{N}_s$ . В этом случае очевидно, что  $\frac{v}{2} = \sum_{i \in I_s} p_i + \beta$ . Отсюда сразу следует, что

$$D_f^{\max}(P, v) = \max \left\{ \left(p_s + \frac{v}{2}\right) f\left(\frac{p_s}{p_s + \frac{v}{2}}\right) + (p_j - \beta) f\left(\frac{p_j}{p_j - \beta}\right) + \left(\frac{v}{2} - \beta\right) f^* \right\},$$

где максимум берется по всем  $s$ ,  $t \leq s \leq n$ , где  $t = \min\{i : p_i + \frac{v}{2} \leq 1\}$ , всем допустимым  $(P, I_s)$ -представлениям  $\frac{v}{2}$  и всем  $j$ , таким что  $j \in \mathcal{N}_s \setminus I_s$ ,  $\beta < p_j$ . Поэтому для доказательства формулы (21) следует лишь заметить, что функция  $(p_j - \beta) f\left(\frac{p_j}{p_j - \beta}\right)$  убывает по  $p_j$  и поэтому ее максимум достигается при минимальном возможном ( $j \in \mathcal{N}_s \setminus I_s$ ) значении  $p_j$ , для которого  $p_j > \beta$ .

Докажем теперь неравенство (23). Для этого ввиду (21) достаточно заметить, что  $\left(p_s + \frac{v}{2}\right) f\left(\frac{p_s}{p_s + v/2}\right) \leq \left(p_n + \frac{v}{2}\right) f\left(\frac{p_n}{p_n + v/2}\right)$  и что при любых  $p_k$  и  $\beta$ ,  $0 \leq \beta \leq p_k$ , справедливо неравенство

$$(p_k - \beta) f\left(\frac{p_k}{p_k - \beta}\right) - \beta f^* \leq 0. \quad (\text{П.4})$$

Неравенство (П.4) следует из того, что его левая часть является выпуклой функцией  $\beta$  при  $0 \leq \beta \leq p_k$ , а при  $\beta = 0$  и при  $\beta = p_k$  она равна нулю ввиду условий на функцию  $f$  при определении  $f$ -дивергенции. Если же  $\frac{v}{2} = \sum_{i=1}^n a_i p_i$  при некоторых  $a_i \in \{0, 1\}$ , т.е.  $\frac{v}{2} = \sum_{i \in I_n} p_i$ , где  $I_n \subseteq \mathcal{N}_n$ , то очевидно, что имеет место равенство (24),

так как

$$D_f(P \| Q) = \left(p_n + \frac{v}{2}\right) f\left(\frac{p_n}{p_n + \frac{v}{2}}\right) + \frac{vf^*}{2},$$

если  $Q = \{q_i, i \in \mathcal{N}\}$ , где  $q_n = p_n + \frac{v}{2}$ ,  $q_i = 0$  при  $i \in I_n$  и  $q_j = p_j$  при  $j \in \mathcal{N}_n \setminus I_n$ .  $\blacktriangle$

Доказательство теоремы 2. Это доказательство во многом аналогично приведенному выше доказательству теоремы 1.

1. В данном случае предполагается, что распределение  $Q = \{q_i, i \in \mathcal{N}\}$  задано и  $q_i > 0$  для всех  $i \in \mathcal{N}$ , поэтому вместо (П.1) имеет место равенство

$$D_f(P \| Q) = \sum_{i: p_i > 0} q_i f\left(\frac{p_i}{q_i}\right) + f(0) \sum_{i: p_i = 0} q_i, \quad (\text{П.5})$$

где  $f(0) = \lim_{u \downarrow 0} f(u)$ . Поэтому величина  $D_f^{\max}(Q, v)$ , определенная в (11), равна бесконечности тогда и только тогда, когда  $f(0) = \infty$  и существует распределение  $P = \{p_i, i \in \mathcal{N}\}$ , такое что  $V(P, Q) = v$  и хотя бы одна из его компонент  $p_i = 0$ , а это возможно лишь в случае, когда  $v \geq 2q_n$ , откуда и следует первое равенство в (25).

Доказательство второго равенства в (25) проводится полностью аналогично доказательству второго равенства в формуле (19) из теоремы 1. А именно, доказательство того, что в случае, когда  $v < 2q_n$ , существует оптимальное распределение  $P = \{p_i, i \in \mathcal{N}\}$ , такое что  $V(P, Q) = v$  и при некоторых  $k$  и  $\ell$ ,  $k \neq \ell$ , его компоненты имеют вид  $p_k = q_k + \frac{v}{2}$ ,  $p_\ell = q_\ell - \frac{v}{2}$  и  $p_i = q_i$  при остальных  $i$ , основано на том, что в данном случае функция  $\Delta(x) = D_f(P(x) \| Q) - D_f(P \| Q)$  (где распределение  $P(x)$  определяется аналогично распределению  $Q(x)$  при доказательстве теоремы 1) является выпуклой функцией  $x$ , так как в данном случае

$$\Delta''(x) = \frac{1}{q_k} f''\left(\frac{p_k - x}{q_k}\right) + \frac{1}{q_j} f''\left(\frac{p_j + x}{q_j}\right) > 0.$$

Поэтому, если  $v < 2p_n$ , то

$$D_f^{\max}(Q, v) = \max_{s, \ell: s \neq \ell} \left\{ q_s f\left(\frac{p_s + \frac{v}{2}}{q_s}\right) + q_\ell f\left(\frac{q_\ell - \frac{v}{2}}{q_\ell}\right) \right\}. \quad (\text{П.6})$$

Для доказательства второго равенства в (25) теперь достаточно убедиться, что функция  $xf\left(\frac{x+a}{x}\right)$  убывает по  $x$ .

2. Доказательство формул (27), (29) и (30) проводится аналогично доказательству формул (21), (23) и (24) из теоремы 1. Заметим только, что для доказательства верхней границы (23) необходимо показать, что

$$q_k f\left(\frac{q_k - \beta}{q_k}\right) - \beta f(0) \leq 0$$

при любых  $q_k$  и  $\beta$ ,  $0 \leq \beta \leq q_k$ . Это неравенство следует из того, что его левая часть является выпуклой функцией  $\beta$ , а при  $\beta = 0$  и  $\beta = q_k$  она равна нулю.  $\blacktriangle$

Доказательство следствия. Верхняя граница (31) является очевидным следствием (23), если  $f^* < \infty$ , а если  $f^* = \infty$ , то она тривиальна.

Для доказательства равенства (32) в соответствии с утверждением теоремы 1 о том, что справедливо равенство (24) (а значит, и (32)), достаточно доказать, что если параметры  $p_{\min}$  и  $v$  удовлетворяют одному из следующих трех условий:

1)  $p_{\min} < \frac{v}{2} < 1 - 2p_{\min}$  и  $p_{\min} \leq \frac{1}{n+1}$ , или

2)  $p_{\min} \leq \frac{1}{n}$  и  $\frac{v}{2} = 1 - p_{\min}$ , или

3)  $p_{\min} \leq \frac{1}{n}$  и  $\frac{v}{2} = kp_{\min}$ , где  $k$  – целое, такое что  $1 \leq k \leq \left\lfloor \frac{1-p_{\min}}{p_{\min}} \right\rfloor$ ,

то существует распределение  $P = \{p_i, i \in \mathcal{N}\}$ , для которого  $\min_{i \in \mathcal{N}} p_i = p_n = p_{\min}$  и  $\frac{v}{2} = \sum_{i=1}^{n-1} a_i p_i$  при некоторых  $a_i \in \{0, 1\}$ .

Действительно, покажем, что при указанных выше условиях подобное распределение  $P = \{p_i, i \in \mathcal{N}\}$  существует.

1) Если  $kp_{\min} < \frac{v}{2} < (k+1)p_{\min}$ , где  $k$  – целое, такое что  $k \geq 1$ ,  $(k+1)p_{\min} \leq 1 - 2p_{\min}$ , то очевидно, что  $\frac{v}{2} = \sum_{i=1}^k p_i$  для распределения  $P = \{p_i, i \in \mathcal{N}\}$ , компоненты  $p_i$  которого задаются равенствами

$$p_i = \begin{cases} p_{\min} & \text{при } i = 1, 2, \dots, k-1, \\ \frac{v}{2} - (k-1)p_{\min} & \text{при } i = k, \\ p_{\min} & \text{при } i = k+1, \\ \frac{1 - \frac{v}{2} - p_{\min}}{n - k - 1} & \text{при } i = k+2, \dots, n. \end{cases}$$

Нетрудно убедиться, что, действительно, в случае, когда  $p_{\min} \leq \frac{1}{n+1}$ , все компоненты  $p_i$  этого распределения не меньше заданного  $p_{\min}$ .

2) Если  $\frac{v}{2} = 1 - p_{\min}$  и  $p_{\min} \leq \frac{1}{n}$ , то очевидно, что  $\frac{v}{2} = \sum_{i=1}^{n-1} p_i$  для распределения  $P = \{p_i, i \in \mathcal{N}\}$ , компоненты  $p_i$  которого задаются равенствами

$$p_i = \begin{cases} \frac{1 - p_{\min}}{n-1} & \text{при } i = 1, 2, \dots, n-1, \\ p_{\min} & \text{при } i = n. \end{cases}$$

Здесь также очевидно, что в случае, когда  $p_{\min} \leq \frac{1}{n}$ , все компоненты  $p_i$  этого распределения не меньше заданного  $p_{\min}$ .

3) Если  $\frac{v}{2} = kp_{\min}$ , где  $k$  – целое число, такое что  $1 \leq k \leq \left\lfloor \frac{1-p_{\min}}{p_{\min}} \right\rfloor$ , то снова очевидно, что  $\frac{v}{2} = \sum_{i=1}^k p_i$  для распределения  $P = \{p_i, i \in \mathcal{N}\}$ , компоненты  $p_i$  которого задаются равенствами

$$p_i = \begin{cases} p_{\min} & \text{при } i = 1, 2, \dots, k+1, \\ \frac{1 - (k+1)p_{\min}}{n - k - 1} & \text{при } i = k+2, \dots, n. \end{cases}$$

Снова очевидно, что в случае, когда  $p_{\min} \leq \frac{1}{n}$ , все компоненты  $p_i$  этого распределения не меньше заданного  $p_{\min}$ .

Для доказательства равенства (33) сначала заметим, что для величины  $m_P$ , определенной в (20), любого распределения  $P = \{p_i, i \in \mathcal{N}\}$ , для которого  $\min_{i \in \mathcal{N}} p_i = p_{\min}$ , справедливо неравенство

$$m_P \leq \left(p_n + \frac{v}{2}\right) f\left(\frac{p_n}{p_n + \frac{v}{2}}\right) + \left(p_n - \frac{v}{2}\right) f\left(\frac{p_n}{p_n - \frac{v}{2}}\right),$$

так как функция  $(x+a)f\left(\frac{x}{x+a}\right)$  убывает по  $x$ . С другой стороны, если  $\mathcal{N} = n \geq 3$ , то всегда существует распределение  $P = \{p_i, i \in \mathcal{N}\}$ , для которого  $p_{n-1} = p_n = p_{\min}$ , а для такого распределения

$$m_P = \left(p_n + \frac{v}{2}\right) f\left(\frac{p_n}{p_n + \frac{v}{2}}\right) + \left(p_n - \frac{v}{2}\right) f\left(\frac{p_n}{p_n - \frac{v}{2}}\right).$$

Поэтому равенство (33) следует из (22).

Неравенство (34) и равенства (35), (36) доказываются аналогично приведенным выше доказательствам неравенства (31) и равенств (32), (33). ▲

#### СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. *Csiszár I.* Eine Informationstheoretische Ungleichung und ihre Anwendung auf den Beweis der Ergodizität von Markoffschen Ketten // Magyar Tud. Akad. Mat. Kutató Int. Közl. Ser. A. 1963. V. 8. P. 85–108.
2. *Csiszár I.* Information-type Measures of Difference of Probability Distributions and Indirect Observations // Studia Sci. Math. Hungar. 1967. V. 2. P. 299–318.
3. *Ali S.M., Silvey S.D.* A General Class of Coefficients of Divergence of One Distribution from Another // J. Roy. Statist. Soc. Ser. B. 1966. V. 28. № 1. P. 131–142.
4. *Ziv J., Zakai M.* On Functionals Satisfying a Data-Processing Theorem // IEEE Trans. Inform. Theory. 1973. V. 19. № 3. P. 275–283.
5. *Rényi A.* On Measures of Entropy and Information // Proc. 4th Berkeley Sympos. on Mathematical Statistics and Probability 1961. V. 1. P. 547–561.
6. *van Erven T., Harremoës P.* Rényi Divergence and Kullback–Leibler Divergence // IEEE Trans. Inform. Theory. 2014. V. 60. № 7. P. 3797–3820.
7. *Liese F., Vajda I.* On Divergences and Information in Statistics and Information Theory // IEEE Trans. Inform. Theory. 2006. V. 52. № 10. P. 4394–4412.
8. *Aczél J., Daróczy Z.* On Measures of Information and Their Characterizations. New York: Academic Press, 1975.
9. *Gilardoni G.L.* On Pinsker’s and Vajda’s Type Inequalities for Csiszár’s  $f$ -Divergences // IEEE Trans. Inform. Theory. 2010. V. 56. № 11. P. 5377–5386.
10. *Guntuboyina A., Saha S., Schiebinger G.* Sharp Inequalities for  $f$ -Divergences // IEEE Trans. Inform. Theory. 2014. V. 60. № 1. P. 104–121.
11. *Sason I.* Tight Bounds for Symmetric Divergence Measures and a Refined Bound for Lossless Source Coding // IEEE Trans. Inform. Theory. 2015. V. 61. № 2. P. 701–707.
12. *Sason I., Verdú S.*  $f$ -Divergence Inequalities // IEEE Trans. Inform. Theory. 2016. V. 62. № 11. P. 5973–6006.
13. *Gilardoni G.L.* On the Minimum  $f$ -Divergence for Given Total Variation // C. R. Acad. Sci. Paris. Ser. I. 2006. V. 343. № 11–12. P. 763–766.
14. *Прелов В.В.* Оптимальные верхние границы для дивергенции конечномерных распределений при заданном вариационном расстоянии // Пробл. передачи информ. 2019. Т. 55. № 3. С. 21–29.
15. *Sason I., Verdú S.* Upper Bounds on the Relative Entropy and Rényi Divergence as a Function of Total Variation Distance for Finite Alphabets // Proc. 2015 IEEE Information Theory Workshop (ITW’2015). Jeju, South Korea. October 11–15, 2015. P. 214–218.

Прелов Вячеслав Валерьевич  
Институт проблем передачи информации  
им. А.А. Харкевича РАН  
prelov@iitp.ru

Поступила в редакцию  
28.01.2020  
После доработки  
28.01.2020  
Принята к публикации  
05.02.2020