

# Об условиях дискретности экстремальных вероятностных мер (конечномерный случай)

Г. А. Васильев, В. М. Хаметов, Е. А. Шелемех

В данном сообщении устанавливаются условия дискретности экстремальной вероятностной меры на конечномерных пространствах. Эта проблема существует в теории Шоке [1]–[6], стохастической финансовой математике [7]–[9], при построении примеров решения задачи Монжа–Канторовича [10].

Доказательство основного результата статьи не опирается на вышеупомянутые работы.

1. Напомним некоторые обозначения и определения. Пусть  $(E, \mathcal{E})$  – измеримое пространство, а  $M(E)$  – множество вероятностных мер на  $(E, \mathcal{E})$ . Пусть  $f: E \rightarrow \mathbb{R}^+$  – любая  $\mathcal{E}$ -измеримая положительная ограниченная функция. Будем использовать следующие обозначения:

- i)  $\text{ext} A$  – множество крайних точек множества  $A$ ;
- ii)  $I^\mu \triangleq |\text{supp } \mu|$ ,  $\mu \in M(E)$ .

2. Для формулировки основного утверждения работы нам потребуются определение и вспомогательное утверждение.

ОПРЕДЕЛЕНИЕ 1. Вероятностную меру  $\mu^*$  на  $(E, \mathcal{E})$  будем называть *экстремальной* относительно множества вероятностных мер  $\mathfrak{R} \subseteq M(E)$ , если для любой  $\mathcal{E}$ -измеримой ограниченной функции  $f: E \rightarrow \mathbb{R}^+$  справедливо равенство

$$\sup_{\mu \in \mathfrak{R}} \int_E f(x) \mu(dx) = \int_E f(x) \mu^*(dx). \quad (1)$$

ПРЕДЛОЖЕНИЕ 1. *Экстремальная относительно множества  $\mathfrak{R} \subseteq M(E)$  вероятностная мера  $\mu^*$  существует тогда и только тогда, когда  $\mathfrak{R}$  – слабо относительно компактное множество.*

ЗАМЕЧАНИЕ 1. Достаточность условия в предложении 1 следует из слабой относительно компактности множества  $\mathfrak{R}$ , определения верхней грани и теоремы Данфорда–Петтиса. Доказательство этого утверждения почти дословно повторяет доказательство теоремы 5 работы [9]. Необходимость – очевидна.

ЗАМЕЧАНИЕ 2. Пусть  $\mathfrak{R} \subseteq M(E)$  такое, что  $\sup_{\mu \in \mathfrak{R}} \int_E |x| \mu(dx) < \infty$ . Известно [11; § 2, гл. III], что в этом случае  $\mathfrak{R}$  – слабо относительно компактное множество и существуют экстремальная относительно него вероятностная мера  $\mu^*$  и конечный интеграл Лебега  $m^* \triangleq \int_E x \mu^*(dx)$ .

3. Пусть  $D \triangleq \{\gamma \in \mathbb{R}^d : \int_E e^{f(x) - (\gamma, x - m^*)} \mu^*(dx) < \infty\}$ . Очевидно, что  $D \neq \emptyset$ . Следующее утверждение – это основной результат данной работы.

ТЕОРЕМА 1. *Справедливы следующие утверждения.*

1) Пусть  $E = \mathbb{R}^d$ ,  $d < \infty$ . *Экстремальная относительно множества  $\mathfrak{R}$  вероятностная мера  $\mu^*$  – дискретна тогда и только тогда, когда существует  $\gamma^* \in D$  такой, что выполняется неравенство:*

$$\int_E e^{f(x) - (\gamma^*, x - m^*)} \mu^*(dx) \leq \int_E e^{f(x) - (\gamma, x - m^*)} \mu^*(dx), \quad (2)$$

где  $\gamma$  – любой из  $D$ , при этом  $I^{\mu^*} \leq d + 1$ .

DOI: 10.4213/mzm10368

2) Пусть  $E$  –  $d$ -мерный компакт,  $d < \infty$ . Тогда существует вероятностная мера  $\mu^* \in M(E)$  – дискретная,  $I^{\mu^*} \leq d + 1$ , такая, что справедливы равенства

$$\sup_{\mu \in \mathfrak{R}} \int_E f(x) \mu(dx) = \int_E f(x) \mu^*(dx) = \sum_{i=1}^{I^{\mu^*}} c_i f(x_i), \quad (3)$$

где  $x_i \in \text{extr } E$ ,  $1 \leq i \leq I^{\mu^*}$ , причем  $c_i \triangleq \mu^* (\{x_i\}) > 0$  и  $\sum_{i=1}^{I^{\mu^*}} c_i x_i = m^*$ ,  $\sum_{i=1}^{I^{\mu^*}} c_i = 1$ .

4. Данный пункт посвящен доказательству теоремы 1, которое опирается на решение рассматриваемой ниже вспомогательной задачи.

4.1. Рассмотрим вспомогательную задачу

$$\int_E e^{f(x) - (\gamma, x - m^*)} \mu^*(dx) \rightarrow \inf_{\gamma \in D}. \quad (4)$$

ОПРЕДЕЛЕНИЕ 2. Решением задачи (4) назовем вектор  $\gamma^* \in D$  такой, что

$$v \triangleq \inf_{\gamma \in D} \int_E e^{f(x) - (\gamma, x - m^*)} \mu^*(dx) = \int_E e^{f(x) - (\gamma^*, x - m^*)} \mu^*(dx). \quad (5)$$

4.2. Доказательство утверждений теоремы 1 опирается на разрешимость задачи (4). Нам понадобятся вспомогательные утверждения.

ПРЕДЛОЖЕНИЕ 2. Решение задачи (4) существует тогда и только тогда, когда выполняется неравенство (2).

Доказательство утверждения предложения 2 очевидно.

Справедливость утверждения 1) теоремы 1 вытекает из следующего предложения.

ПРЕДЛОЖЕНИЕ 3. Следующие утверждения эквивалентны:

- 1)  $\gamma^*$  – решение задачи (4);
- 2) любая измеримая ограниченная функция  $f(x)$  допускает единственное представление

$$f(x) = \int_E f(x) \mu^*(dx) + (\gamma^*, x - m^*); \quad (6)$$

- 3)  $\mu^*$  дискретна, причем  $I^{\mu^*} \leq d + 1$ .

Доказательство предложения 3. Импликация из 1) в 2). Пусть  $g: E \rightarrow \mathbb{R}^+ \setminus \{0\}$  – любая  $\mathcal{E}$ -измеримая ограниченная функция. Положим для любого  $A \in \mathcal{E}$

$$\mu(A) \triangleq \int_A \frac{g(x)}{\int_E g(x) \mu^*(dx)} \mu^*(dx). \quad (7)$$

Ясно, что

- i)  $\mu \neq \mu^*$ ;
- ii)  $\mu \in \mathfrak{R}$ .

Заметим, что мера  $\mu^*$  доминирует любую меру  $\tilde{\mu} \in \mathfrak{R}$  и поэтому  $\tilde{\mu} \ll \mu^*$ . Следовательно, справедливо неравенство

$$v \triangleq \int_E e^{f(x) - (\gamma^*, x - m^*)} \mu^*(dx) \geq \int_E e^{f(x) - (\gamma^*, x - m^*)} \mu(dx),$$

которое с учетом (7) можно переписать в виде

$$\int_E g(x) \exp\{f(x) - (\gamma^*, x - m^*) - \ln v\} \mu^*(dx) \leq \int_E g(x) \mu^*(dx). \quad (8)$$

В силу произвольности измеримой функции  $g(x)$  из (8) следует неравенство

$$f(x) - (\gamma^*, x - m^*) - \ln v \leq 0 \quad \mu^* \text{-п.в.}$$

С другой стороны, из (5) имеем равенство

$$\int_E \exp\{f(x) - (\gamma^*, x - m^*) - \ln v\} \mu^*(dx) = 1.$$

Следовательно,  $\mu^*$ -п.в.

$$f(x) = \ln v + (\gamma^*, x - m^*). \tag{9}$$

Проинтегрируем обе части равенства (9) по мере  $\mu^*$ . Получим, что  $\ln v = \int_E f(x) \mu^*(dx)$ . Отсюда следует (6).

Докажем единственность представления (6). Доказательство проведем методом “от противного”. Предположим, что существует  $\tilde{\gamma} \in D$ ,  $\tilde{\gamma} \neq \gamma^*$ , такой, что  $\mu^*$ -п.в.

$$f(x) = \int_E f(x) \mu^*(dx) + (\tilde{\gamma}, x - m^*). \tag{10}$$

Вычтем из (10) равенство (6). Получим, что  $(\tilde{\gamma} - \gamma^*, x - m^*) = 0$   $\mu^*$ -п.в. Из ограниченности  $f(x)$  и (6) следует, что  $(\gamma^*, x - m^*)^2$  ограничено. Поэтому относительно меры  $\mu^*$  существует  $K$  – ковариационная матрица случайного вектора  $x$ . Следовательно,

$$\int_E (\tilde{\gamma} - \gamma^*, x - m^*)^2 \mu^*(dx) = (\tilde{\gamma} - \gamma^*, K(\tilde{\gamma} - \gamma^*)) = 0. \tag{11}$$

Из положительной определенности матрицы  $K$  и равенства (11) следует, что мы пришли к противоречию с предположением о том, что  $\tilde{\gamma} \neq \gamma^*$ . Стало быть, наше предположение неверно и представление (6) единственно.

*Импликация из 2) в 3).* Сначала сделаем несколько замечаний. Поскольку  $\mu^*$  – вероятностная мера, то она допускает единственное разложение (см. [12; §9]):  $\mu^* = \alpha \mu^{*c} + (1 - \alpha) \mu^{*d}$ ,  $\alpha \in [0, 1]$ , где  $\mu^{*c}$  – непрерывная вероятностная мера,  $\mu^{*d}$  – дискретная вероятностная мера. Следовательно, мера  $\mu^{*d}$  сосредоточена на атомах меры  $\mu^*$ , которых не более чем счетное число. Поскольку меры  $\mu^{*d}$  и  $\mu^{*c}$  сингулярны ([12; §9]), то существуют  $\mathcal{E}$ -измеримые множества  $B$  и  $\bar{B}$  такие, что:

- i)  $B \cup \bar{B} = E$ ;
- ii)  $B \cap \bar{B} = \emptyset$ ;
- iii)  $\mu^{*c}(B) = 1$  ( $\mu^{*d}(B) = 0$ ),  $\mu^{*d}(\bar{B}) = 1$  ( $\mu^{*c}(\bar{B}) = 0$ ).

Следовательно, для любого  $A \in \mathcal{E}$  справедливы равенства

$$\alpha \mu^{*c}(A) = \mu^*(A \cap B), \quad (1 - \alpha) \mu^{*d}(A) = \mu^*(A \cap \bar{B}), \tag{12}$$

причем  $\alpha = \mu^*(B)$ ,  $1 - \alpha = \mu^*(\bar{B})$ .

Для доказательства этого утверждения достаточно показать, что для любого  $A \in \mathcal{E}$  выполняется равенство

$$\mu^*(A) = \mu^{*d}(A). \tag{13}$$

В силу предположения индикаторы  $1_A(x)$ ,  $1_{\bar{B}}(x)$  и  $1_{A \cap \bar{B}}(x)$  допускают соответственно единственные представления относительно меры  $\mu^*$ :

$$1_A(x) = \mu^*(A) + (\gamma^A, x - m^*), \quad 1_{\bar{B}}(x) = \mu^*(\bar{B}) + (\gamma^{\bar{B}}, x - m^*), \tag{14}$$

$$1_{A \cap \bar{B}}(x) = \mu^*(A \cap \bar{B}) + (\gamma^{A \cap \bar{B}}, x - m^*). \tag{15}$$

Так как  $1_A(x)1_{\overline{B}}(x) = 1_{A \cap \overline{B}}(x)$ , то из (14) и (15) следует равенство  $\mu^*$ -п.в.

$$\begin{aligned} \mu^*(A \cap \overline{B}) + (\gamma^{A \cap \overline{B}}, x - m^*) &= \mu^*(A)\mu^*(\overline{B}) + \mu^*(A)(\gamma^{\overline{B}}, x - m^*) \\ &+ \mu^*(\overline{B})(\gamma^A, x - m^*) + (\gamma^A, x - m^*)(\gamma^{\overline{B}}, x - m^*). \end{aligned} \quad (16)$$

Равенство (16) выполняется для всех  $x \in \text{supp } \mu^*$ . Так как  $m^*$  – барицентр меры  $\mu^*$ , то он принадлежит относительной внутренности  $\text{supp } \mu^*$ . Поэтому положим  $x = m^*$ . Тогда из (16) следует равенство  $\mu^*(A \cap \overline{B}) = \mu^*(A)\mu^*(\overline{B})$ . Из этого равенства и (12) следует (13). Для завершения доказательства этого утверждения осталось заметить, что

- i) поскольку  $\mu^*$  – дискретная вероятностная мера, то она является выпуклой комбинацией не более чем счетного числа мер Дирака [11; § 2, гл. II], сосредоточенных в различных изолированных точках  $x_i \in \text{supp } \mu^* \subseteq E$ ;
- ii) между мерами Дирака и точками  $x_i \in \text{supp } \mu^*$  существует взаимно однозначное соответствие;
- iii) из теоремы Каратеодори [13; § 17, гл. IV] следует, что  $I^{\mu^*} \leq d + 1$ .

Импликация из 3) в 1). Обозначим  $\Phi(\gamma) \triangleq \int_E e^{f(x) - (\gamma, x - m^*)} \mu^*(dx)$ . Поскольку мера  $\mu^*$  дискретная и  $I^{\mu^*} \leq d + 1$ , то  $m^*$  и  $\Phi(\gamma)$  допускают, соответственно, представления

$$m^* = \sum_{i=1}^{I^{\mu^*}} c_i x_i, \quad \Phi(\gamma) = \sum_{i=1}^{I^{\mu^*}} c_i \exp\{f(x_i) - (\gamma, x_i - m^*)\}, \quad (17)$$

где  $x_i \in \text{supp } \mu^*$ . Из условий теоремы также следует, что:

- i)  $D = \mathbb{R}^d$ ;
- ii) для любого  $x \in E$  справедливо неравенство  $|f(x)| \leq c$ .

Поэтому в силу неравенства Йенсена имеем неравенство

$$\Phi(\gamma) \geq e^{-c} > 0. \quad (18)$$

Перейдем к доказательству импликации. Пусть  $I^{\mu^*} = 1$ . Тогда из (17) следует, что  $m^* = x \in E$ . Поэтому любое  $\gamma \in \mathbb{R}^d$  является решением задачи (4).

Пусть  $1 < I^{\mu^*} \leq d + 1$ , а  $\Gamma(\mu^*)$  – выпуклая оболочка  $\text{supp } \mu^*$ . Известно, что  $m^*$  принадлежит относительной внутренности  $\Gamma(\mu^*)$ . Поэтому из (17) следует, что существуют  $x_i, x_j \in E$  такие, что  $x_i < m^*, x_j > m^*$ . Следовательно,  $\Phi(\gamma)$  – строго выпуклая, а в силу (18) – ограниченная снизу функция, причем  $\Phi(\gamma) \rightarrow \infty$  при  $\gamma \rightarrow \infty$ . Поэтому из (17) следует, что для любого ограниченного  $\gamma \in D$  справедливы неравенства  $\mu^*((\gamma, x - m^*) > 0) > 0$  и  $\mu^*((\gamma, x - m^*) < 0) > 0$ . Доказательство закончено.

ЗАМЕЧАНИЕ 3. Из доказательства импликации из 2) в 3) предложения 3 и единственности представления (6) следует единственность дискретной меры  $\mu^*$ .

4.3. ДОКАЗАТЕЛЬСТВО ПУНКТА 2) ТЕОРЕМЫ 1. Из компактности множества  $E$  следует, что:

- i)  $\mathfrak{X} = M(E)$  – компакт в топологии слабой сходимости вероятностных мер;
- ii) в силу предложения 1 существует вероятностная мера  $\mu^* \in M(E)$ , которая доминирует любую другую меру  $\mu \in M(E)$ , следовательно,  $\mu \ll \mu^*$  и поэтому  $\mu^*$  – крайняя точка множества  $M(E)$ ;
- iii) существует  $\gamma^* \in D$ , для которого справедливо (2).

Поэтому из утверждения предложения 3 следует, что мера  $\mu^*$  дискретна. Из дискретности меры  $\mu^*$  следует, что она является выпуклой оболочкой мер Дирака. Как уже отмечалось при доказательстве импликации из 2) в 3) предложения 3, между мерами Дирака и точками  $x_i \in \text{supp } \mu^*$  существует взаимнооднозначное соответствие. Поэтому в силу теоремы Каратеодори мера  $\mu^*$  сосредоточена не более чем в  $d+1$  точке. Поскольку мера  $\mu^*$  крайняя, то ее носитель сосредоточен на  $\text{extr } E$ . Из вышесказанного следует справедливость (3).

**ЗАМЕЧАНИЕ 4.** Если  $f(x)$  – непрерывная функция, то утверждение пункта 2) теоремы 1 известно. В этом случае интерес представляет новое доказательство этого утверждения.

**ЗАМЕЧАНИЕ 5.** Из утверждения пункта 2) теоремы 1 следует, что носитель меры  $\mu^*$  сосредоточен на  $\text{extr } E$ . Легко убедиться в том, что справедливо утверждение, обратное утверждению пункта 2) теоремы 1.

#### СПИСОК ЦИТИРОВАННОЙ ЛИТЕРАТУРЫ

- [1] Р. Фелпс, *Лекции о теоремах Шоке*, Мир, М., 1968. [2] П. А. Мейер, *Вероятность и потенциалы*, Мир, М., 1973. [3] R. D. Bourgin, *Geometric Aspects of Convex Sets with the Radon-Nikodým Property*, Lecture Notes in Math., **993**, Springer-Verlag, Berlin, 1983. [4] R. D. Bourgin, G. A. Edgar, *J. Functional Analysis*, **23**:2 (1976), 162–176. [5] G. A. Edgar, *J. Functional Analysis*, **23**:2 (1976), 145–161. [6] P. Mankiewicz, *Studia Math.*, **63**:3 (1978), 259–265. [7] А. Н. Ширяев, *Основы стохастической финансовой математики*. Т. 2. *Теория*, ФАЗИС, М., 1998. [8] Г. Фельмер, А. Шид, *Введение в стохастические финансы. Дискретное время*, МЦНМО, М., 2008. [9] О. В. Зверев, В. М. Хаметов, *Обозр. прикл. и промыш. матем.*, **18**:1 (2011), 26–54. [10] В. И. Богачев, А. В. Колесников, *УМН*, **67**:5(407) (2012), 3–110. [11] А. Н. Ширяев, *Вероятность-1*, МЦНМО, М., 2004. [12] Г. Е. Шилов, Б. Л. Гуревич, *Интеграл, мера и производная. Общая теория*, Наука, М., 1967. [13] Р. Рокафеллар, *Выпуклый анализ*, Мир, М., 1973.

**Г. А. Васильев**

Московский государственный  
институт электроники и математики –  
Высшая школа экономики  
E-mail: [math@glebvasiliev.ru](mailto:math@glebvasiliev.ru)

Поступило  
22.04.2013

**В. М. Хаметов**

Московский государственный  
институт электроники и математики –  
Высшая школа экономики  
E-mail: [khametovvm@mail.ru](mailto:khametovvm@mail.ru)

**Е. А. Шелемех**

Московский государственный  
институт электроники и математики –  
Высшая школа экономики  
E-mail: [letis@mail.ru](mailto:letis@mail.ru)