

ОБ АППРОКСИМАЦИИ СЛУЧАЙНЫХ ВЕЛИЧИН НАД КОНЕЧНОЙ ЦЕПЬЮ

А. Д. Яшунский

Институт прикладной математики им. М. В. Келдыша РАН,
Миусская пл., 4, 125047 Москва, Россия
E-mail: yashunsky@keldysh.ru

Аннотация. Рассматриваются преобразования независимых случайных величин над конечным линейно упорядоченным множеством (цепью) операциями максимума и минимума. Исследуется вопрос о возможности аппроксимации произвольного вероятностного распределения над цепью путём (возможно, многократного) применения операций максимума и минимума к независимым случайным величинам, имеющим распределения из некоторого заданного множества. Найдены условия, при которых аппроксимация заведомо невозможна и при которых она становится возможной. Ил. 3, библиогр. 9.

Ключевые слова: конечная цепь, линейно упорядоченное множество, случайная величина, распределение, аппроксимация.

Введение

Одной из задач математической кибернетики, в которой рассматриваются преобразования дискретных случайных величин, является порождение случайных величин с требуемыми распределениями путём применения дискретных детерминированных операций к независимым случайным величинам, имеющим распределения из некоторого начального множества. Исследования в этой области ведутся по меньшей мере с 1960-х гг., а наибольшего продвижения удалось достичь в изучении преобразователей рациональных вероятностных распределений (см., например, [1, 2], а также обзор в [3]).

Помимо задачи о точном выражении требуемого распределения можно рассматривать ослабленный «аппроксимационный» вариант: построение распределений, сколь угодно точно приближающих требуемое. Один из первых результатов в этой задаче принадлежит Р. Л. Схиртладзе, который показал в [4], что применение операций конъюнкции, дизъюнкции и отрицания к независимым одинаково распределённым невырожденным

бернуллиевским случайным величинам позволяет аппроксимировать любую бернуллиевскую случайную величину с любой наперёд заданной точностью. В дальнейшем этот результат был усилен в [5] и независимо в [6], где показано, что такими же возможностями обладает система преобразующих функций, состоящая только из конъюнкции и дизъюнкции. Интерес к этим задачам в настоящее время обусловлен в том числе тем, что преобразования бернуллиевских случайных величин с помощью конъюнкций и дизъюнкций оказываются удобной моделью для описания «биохимических» вычислительных систем (см. [7]).

Одним из естественных обобщений конъюнкции и дизъюнкции на случай k -элементного множества являются операции минимума и максимума относительно линейного порядка на элементах. Для такой системы операций в [8, 9] рассматривалась задача о точном выражении рациональных вероятностных распределений. Настоящая работа дополняет эти исследования рассмотрением задачи аппроксимации распределений для той же системы, т. е. фактически обобщая результаты [4–6] на случай k -элементного множества.

1. Определения и простейшие свойства

Будем рассматривать случайные величины со значениями в множестве $E_k = \{0, 1, \dots, k-1\}$. *Распределение* такой случайной величины — вектор $\mathbf{p} = (p_0, \dots, p_{k-1})$, компоненты которого удовлетворяют условиям $\sum_{i=0}^{k-1} p_i = 1$ и $p_i \geq 0$, $i = 0, \dots, k-1$. Множество распределений образует в \mathbb{R}^k симплекс, который будем обозначать $\mathbf{S}^{(k)}$. Вершины симплекса $\mathbf{S}^{(k)}$ обозначим через $\mathbf{e}^{(0)} = (1, 0, \dots, 0)$, \dots , $\mathbf{e}^{(k-1)} = (0, \dots, 0, 1)$. *Носителем* распределения $\mathbf{p} \in \mathbf{S}^{(k)}$ называется множество $\mu(\mathbf{p}) = \{i \in E_k \mid p_i > 0\} \subseteq E_k$.

Пусть множество E_k — цепь, т. е. его элементы упорядочены линейно ($0 < 1 < \dots < k-1$), а $x \vee y$ и $x \wedge y$ — соответствующие этому порядку операции максимума и минимума. Если X и Y — независимые случайные величины над E_k , имеющие распределения \mathbf{p} и \mathbf{q} соответственно, то $X \vee Y$ и $X \wedge Y$ — также случайные величины над E_k , распределения которых будем обозначать через $\mathbf{p} \hat{\vee} \mathbf{q}$ и $\mathbf{p} \hat{\wedge} \mathbf{q}$. Для компонент этих распределений несложно вывести следующие формулы:

$$(\mathbf{p} \hat{\vee} \mathbf{q})_i = \sum_{j \vee l = i} p_j q_l = p_i q_i + \sum_{j=0}^{i-1} p_j q_i + \sum_{l=0}^{i-1} p_i q_l, \quad (1)$$

$$(\mathbf{p} \hat{\wedge} \mathbf{q})_i = \sum_{j \wedge l = i} p_j q_l = p_i q_i + \sum_{j=i+1}^{k-1} p_j q_i + \sum_{l=i+1}^{k-1} p_i q_l,$$

где суммы считаются равными нулю, если верхний индекс меньше нижнего. Таким образом, $\widehat{\vee}$ и $\widehat{\wedge}$ являются вектор-функциями из $(\mathbf{S}^{(k)})^2$ в $\mathbf{S}^{(k)}$; будем говорить, что они *индуцированы* функциями \vee и \wedge соответственно. Отметим, что так же, как и \vee, \wedge , операции $\widehat{\vee}, \widehat{\wedge}$ коммутативны и ассоциативны.

Аналогично тому, как минимум и максимум обобщают булевы конъюнкцию и дизъюнкцию, можно обобщить на E_k булево отрицание, рассмотрев функцию $r(x) = k - 1 - x$. Тогда для введённых на E_k функций имеет место аналог двойственности булевых конъюнкций и дизъюнкций:

$$r(x \wedge y) = r(x) \vee r(y), \quad r(x \vee y) = r(x) \wedge r(y). \quad (2)$$

Функция $\widehat{r}: \mathbf{S}^{(k)} \rightarrow \mathbf{S}^{(k)}$, индуцированная $r(x)$, удовлетворяет равенствам $(\widehat{r}(\mathbf{p}))_i = p_{k-1-i}$, $i \in E_k$. Непосредственно проверяются (см. теорему 1 в [9]) аналогичные (2) соотношения двойственности для индуцированных функций:

$$\widehat{r}(\mathbf{p} \widehat{\wedge} \mathbf{q}) = \widehat{r}(\mathbf{p}) \widehat{\vee} \widehat{r}(\mathbf{q}), \quad \widehat{r}(\mathbf{p} \widehat{\vee} \mathbf{q}) = \widehat{r}(\mathbf{p}) \widehat{\wedge} \widehat{r}(\mathbf{q}). \quad (3)$$

Поскольку распределения на E_k являются также элементами \mathbb{R}^k , для них определены операции сложения и умножения на число, результат которых в общем случае может уже не лежать в $\mathbf{S}^{(k)}$. Тем не менее, для любых распределений $\mathbf{p}, \mathbf{q} \in \mathbf{S}^{(k)}$ и любого числа $\alpha \in [0; 1]$ выпуклая комбинация $\alpha \mathbf{p} + (1 - \alpha) \mathbf{q}$ также является распределением. Можно рассматривать выпуклые комбинации нескольких распределений. Определим *выпуклую оболочку* распределений $\mathbf{p}^{(1)}, \dots, \mathbf{p}^{(s)}$:

$$\text{Conv}(\mathbf{p}^{(1)}, \dots, \mathbf{p}^{(s)}) = \left\{ \sum_{j=1}^s \alpha_j \mathbf{p}^{(j)} \mid \sum_{j=1}^s \alpha_j = 1, \alpha_1, \dots, \alpha_s \geq 0 \right\}.$$

Отметим, что $\mathbf{S}^{(k)} = \text{Conv}(\mathbf{e}^{(0)}, \dots, \mathbf{e}^{(k-1)})$, а коэффициенты в представлении распределения $\mathbf{p} = (p_0, \dots, p_{k-1})$ в качестве выпуклой комбинации распределений $\mathbf{e}^{(0)}, \dots, \mathbf{e}^{(k-1)}$ равны p_0, \dots, p_{k-1} .

Имеет место дистрибутивность операций $\widehat{\vee}, \widehat{\wedge}$ относительно взятия выпуклой комбинации распределений, а именно:

$$\begin{aligned} \left(\sum_{j=1}^s \alpha_j \mathbf{p}^{(j)} \right) \widehat{\vee} \mathbf{q} &= \sum_{j=1}^s \alpha_j (\mathbf{p}^{(j)} \widehat{\vee} \mathbf{q}), \\ \left(\sum_{j=1}^s \alpha_j \mathbf{p}^{(j)} \right) \widehat{\wedge} \mathbf{q} &= \sum_{j=1}^s \alpha_j (\mathbf{p}^{(j)} \widehat{\wedge} \mathbf{q}). \end{aligned} \quad (4)$$

Применение операций $\widehat{\vee}, \widehat{\wedge}$ к начальным распределениям позволяет выражать новые распределения, которые затем могут быть также использованы для дальнейшего порождения распределений. Наименьшее

по включению множество распределений, замкнутое относительно операций $\hat{\wedge}, \hat{\vee}$, содержащее заданное множество $\mathbf{G} \subseteq \mathbf{S}^{(k)}$ и включающее все свои предельные точки, будем обозначать через $W(\mathbf{G})$. В терминологии работы [3] множество $W(\mathbf{G})$ — аппроксимационная алгебра распределений, порождённая \mathbf{G} , замкнутая относительно операций, индуцированных \wedge, \vee . Содержательно множество $W(\mathbf{G})$ описывает распределения, которые могут быть приближены с любой наперёд заданной точностью путём применения операций \wedge, \vee к независимым случайным величинам с распределениями из \mathbf{G} . В случае одноэлементного множества $\mathbf{G} = \{\mathbf{g}\}$ вместо $W(\{\mathbf{g}\})$ будем писать $W(\mathbf{g})$.

Несложно проверить, что $W(\mathbf{G})$ является оператором замыкания на множествах распределений. В терминах оператора W результаты из [4] могут быть сформулированы следующим образом: если $\mathbf{p} \in \mathbf{S}^{(2)}$ и $\mu(\mathbf{p}) = E_2$, то $W(\{\mathbf{p}, \hat{r}(\mathbf{p})\}) = \mathbf{S}^{(2)}$. В [5, 6] этот результат усилен до $W(\mathbf{p}) = \mathbf{S}^{(2)}$. Наша дальнейшая цель заключается в исследовании свойств замыканий $W(\mathbf{G})$ для $\mathbf{G} \subseteq \mathbf{S}^{(k)}$ при $k > 2$.

2. Ограничения возможности аппроксимации распределений

В данном разделе мы покажем, что при $k > 2$ существуют нетривиальные подмножества распределений, замкнутые относительно оператора W . В случае $k = 2$, как следует из результатов в [5], замкнутыми будут только подмножества $\{\mathbf{e}^{(0)}\}$, $\{\mathbf{e}^{(1)}\}$, $\{\mathbf{e}^{(0)}, \mathbf{e}^{(1)}\}$ и $\mathbf{S}^{(2)}$.

Определим на распределениях $\mathbf{p} \in \mathbf{S}^{(k)}$ числовые функции $S_{<i}(\mathbf{p})$ и $S_{\geq i}(\mathbf{p})$ для всех $i \in E_k$ следующим образом:

$$S_{<i}(\mathbf{p}) = p_0 + \dots + p_{i-1}, \quad S_{\geq i}(\mathbf{p}) = p_i + \dots + p_{k-1}.$$

Будем считать по определению, что $S_{<0}(\mathbf{p}) = 0$. При всех $i \in E_k$ выполнены соотношения $S_{<i}(\mathbf{p}) + S_{\geq i}(\mathbf{p}) = 1$, а также $S_{<i}(\hat{r}(\mathbf{p})) = S_{\geq k-i}(\mathbf{p})$ и $S_{<i}(\mathbf{p}) = S_{\geq k-i}(\hat{r}(\mathbf{p}))$. Фактически $S_{<i}(\mathbf{p})$ и $S_{\geq i}(\mathbf{p})$ выражают вероятности того, что случайная величина с распределением \mathbf{p} принимает значение, меньшее и соответственно не меньшее чем i .

Следующая лемма может быть как непосредственно проверена с использованием равенств (1), так и выведена из вероятностной интерпретации функции $S_{<i}(\mathbf{p})$ и определения операции $\hat{\vee}$.

Лемма 1. Если $\mathbf{p}, \mathbf{q} \in \mathbf{S}^{(k)}$ и $i \in E_k$, то $S_{<i}(\mathbf{p} \hat{\vee} \mathbf{q}) = S_{<i}(\mathbf{p})S_{<i}(\mathbf{q})$.

Из соотношений двойственности (3) легко вытекает аналогичное лемме 1 утверждение относительно $S_{\geq i}(\mathbf{p})$.

Следствие 1. Если $\mathbf{p}, \mathbf{q} \in \mathbf{S}^{(k)}$ и $i \in E_k$, то $S_{\geq i}(\mathbf{p} \hat{\wedge} \mathbf{q}) = S_{\geq i}(\mathbf{p})S_{\geq i}(\mathbf{q})$.

Для числа $\alpha > 1$ и индекса $i \in E_k$ определим следующие множества:

$$\mathbf{L}(i, \alpha) = \{\mathbf{p} \in \mathbf{S}^{(k)} \mid S_{<i}(\mathbf{p}) \leq (S_{<i+1}(\mathbf{p}))^\alpha\},$$

$$\mathbf{U}(i, \alpha) = \{\mathbf{p} \in \mathbf{S}^{(k)} \mid S_{\geq i+1}(\mathbf{p}) \leq (S_{\geq i}(\mathbf{p}))^\alpha\}.$$

Возникающее в формулах выше при $i = k - 1$ значение $S_{\geq k}(\mathbf{p})$ полагаем по определению равным 0, а значение $S_{<k}(\mathbf{p})$, также по определению, равным 1. С учётом этих доопределений получаем, что множества $\mathbf{L}(0, \alpha)$, $\mathbf{L}(k - 1, \alpha)$, $\mathbf{U}(0, \alpha)$ и $\mathbf{U}(k - 1, \alpha)$ совпадают с $\mathbf{S}^{(k)}$ при любом $\alpha > 1$. Все остальные множества (с индексами $i \in \{1, \dots, k - 2\}$), определённые при $k > 2$, отличны от $\mathbf{S}^{(k)}$, так как заведомо не содержат распределений $(p, 0, \dots, 0, 1 - p)$ при $0 < p < 1$.

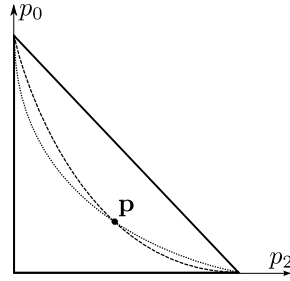


Рис. 1. Верхняя граница множества $\mathbf{L}(1, \alpha)$ (штриховой пунктир) и множества $\mathbf{U}(1, \alpha)$ (точечный пунктир), содержащих заданное распределение $\mathbf{p} \in \mathbf{S}^{(3)}$

Примеры нетривиальных множеств $\mathbf{L}(1, \alpha), \mathbf{U}(1, \alpha) \subset \mathbf{S}^{(3)}$, содержащих заданное распределение $\mathbf{p} \in \mathbf{S}^{(3)}$, изображены на рис. 1 в проекции симплекса $\mathbf{S}^{(3)}$ на плоскость (p_0, p_2) . Оба множества представляют собой криволинейные треугольники, у которых две стороны совпадают с координатными осями, а третья задаётся уравнением $S_{<1}(\mathbf{p}) = (S_{<2}(\mathbf{p}))^\alpha$ или $S_{\geq 2}(\mathbf{p}) = (S_{\geq 1}(\mathbf{p}))^\alpha$ соответственно.

Множества $\mathbf{L}(i, \alpha)$ и $\mathbf{U}(k - i - 1, \alpha)$ двойственны относительно отображения \hat{r} в следующем смысле:

$$\begin{aligned} \{\hat{r}(\mathbf{p}) \mid \mathbf{p} \in \mathbf{L}(i, \alpha)\} &= \{\hat{r}(\mathbf{p}) \mid S_{<i}(\mathbf{p}) \leq (S_{<i+1}(\mathbf{p}))^\alpha\} \\ &= \{\hat{r}(\mathbf{p}) \mid S_{\geq k-i}(\hat{r}(\mathbf{p})) \leq (S_{\geq k-i-1}(\hat{r}(\mathbf{p})))^\alpha\} \\ &= \{\mathbf{q} \mid S_{\geq k-i-1+1}(\mathbf{q}) \leq (S_{\geq k-i-1}(\mathbf{q}))^\alpha\} = \mathbf{U}(k - i - 1, \alpha). \end{aligned}$$

Покажем, что оба семейства множеств замкнуты относительно W .

Теорема 1. Для любых $\alpha > 1$ и $i \in E_k$ выполнены соотношения $W(\mathbf{L}(i, \alpha)) = \mathbf{L}(i, \alpha)$ и $W(\mathbf{U}(i, \alpha)) = \mathbf{U}(i, \alpha)$.

ДОКАЗАТЕЛЬСТВО. Поскольку множества $\mathbf{L}(i, \alpha)$ и $\mathbf{U}(k - i - 1, \alpha)$ двойственны, равно как и функции $\widehat{\vee}$ и $\widehat{\wedge}$, достаточно доказать утверждение теоремы только для одного из множеств; будем доказывать его для $\mathbf{L}(i, \alpha)$. Из определения $\mathbf{L}(i, \alpha)$ очевидно, что оно содержит все свои предельные точки. Пусть заданы $\alpha > 1$, $i \in E_k$ и распределения $\mathbf{p}, \mathbf{q} \in \mathbf{L}(i, \alpha)$. Покажем, что тогда $\mathbf{p} \widehat{\vee} \mathbf{q} \in \mathbf{L}(i, \alpha)$ и $\mathbf{p} \widehat{\wedge} \mathbf{q} \in \mathbf{L}(i, \alpha)$.

Из леммы 1 и определения множества $\mathbf{L}(i, \alpha)$ получаем

$$\begin{aligned} S_{<i}(\mathbf{p} \widehat{\vee} \mathbf{q}) &= S_{<i}(\mathbf{p})S_{<i}(\mathbf{q}) \leq (S_{<i+1}(\mathbf{p}))^\alpha (S_{<i+1}(\mathbf{q}))^\alpha \\ &= (S_{<i+1}(\mathbf{p})S_{<i+1}(\mathbf{q}))^\alpha = (S_{<i+1}(\mathbf{p} \widehat{\vee} \mathbf{q}))^\alpha, \end{aligned}$$

откуда следует, что $\mathbf{p} \widehat{\vee} \mathbf{q} \in \mathbf{L}(i, \alpha)$. Покажем теперь, что $\mathbf{p} \widehat{\wedge} \mathbf{q} \in \mathbf{L}(i, \alpha)$.

По следствию 1 и свойствам функций $S_{<i}$, $S_{\geq i}$ имеем

$$\begin{aligned} S_{<i}(\mathbf{p} \widehat{\wedge} \mathbf{q}) &= 1 - S_{\geq i}(\mathbf{p} \widehat{\wedge} \mathbf{q}) = 1 - S_{\geq i}(\mathbf{p})S_{\geq i}(\mathbf{q}) \\ &= 1 - (1 - S_{<i}(\mathbf{p}))(1 - S_{<i}(\mathbf{q})) = 1 - 1 + S_{<i}(\mathbf{p}) + (1 - S_{<i}(\mathbf{p}))S_{<i}(\mathbf{q}) \\ &\leq S_{<i}(\mathbf{p}) + (1 - S_{<i}(\mathbf{p}))(S_{<i+1}(\mathbf{q}))^\alpha = (S_{<i+1}(\mathbf{q}))^\alpha + (1 - (S_{<i+1}(\mathbf{q}))^\alpha)S_{<i}(\mathbf{p}) \\ &\leq (S_{<i+1}(\mathbf{q}))^\alpha + (1 - (S_{<i+1}(\mathbf{q}))^\alpha)(S_{<i+1}(\mathbf{p}))^\alpha. \end{aligned}$$

Вместе с тем, также из свойств функций $S_{<i}$, $S_{\geq i}$ вытекает, что

$$\begin{aligned} S_{<i+1}(\mathbf{p} \widehat{\wedge} \mathbf{q}) &= 1 - (1 - S_{\geq i+1}(\mathbf{p}))(1 - S_{\geq i+1}(\mathbf{q})) \\ &= S_{<i+1}(\mathbf{q}) + (1 - (S_{<i+1}(\mathbf{q}))S_{<i+1}(\mathbf{p})). \end{aligned}$$

Таким образом, для доказательства утверждения теоремы достаточно показать, что выполнено неравенство

$$\begin{aligned} (S_{<i+1}(\mathbf{q}))^\alpha + (1 - (S_{<i+1}(\mathbf{q}))^\alpha)(S_{<i+1}(\mathbf{p}))^\alpha \\ \leq (S_{<i+1}(\mathbf{q}) + (1 - (S_{<i+1}(\mathbf{q}))S_{<i+1}(\mathbf{p})))^\alpha. \end{aligned} \quad (5)$$

Обозначим $S_{<i+1}(\mathbf{q})$ через a , $S_{<i+1}(\mathbf{p})$ через t и рассмотрим функцию

$$f(t) = a + (1 - a)t - (a^\alpha + (1 - a^\alpha)t^\alpha)^{1/\alpha},$$

в которой $a \in [0; 1]$ — параметр, а $t \in [0; 1]$ — переменная, при этом $\alpha > 1$ по условию теоремы. Тогда выполнение неравенства (5) равносильно неотрицательности функции $f(t)$ на отрезке $[0; 1]$ при всех значениях параметра $a \in [0; 1]$.

Легко видеть, что $f(0) = f(1) = 0$. Найдём первые две производные $f(t)$:

$$\begin{aligned} f'(t) &= (1 - a) - (a^\alpha + (1 - a^\alpha)t^\alpha)^{\frac{1}{\alpha}-1} (1 - a^\alpha)t^{\alpha-1}, \\ f''(t) &= -(1 - a^\alpha)((a^\alpha + (1 - a^\alpha)t^\alpha)^{\frac{1}{\alpha}-1} t^{\alpha-1})' \\ &= -(1 - a^\alpha) \left(\left(\frac{1}{\alpha} - 1 \right) (a^\alpha + (1 - a^\alpha)t^\alpha)^{\frac{1}{\alpha}-2} (1 - a^\alpha) \alpha t^{\alpha-1} t^{\alpha-1} \right) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
& + (a^\alpha + (1 - a^\alpha)t^\alpha)^{\frac{1}{\alpha}-1}(\alpha - 1)t^{\alpha-2} \Big) \\
& = -(1 - a^\alpha)(a^\alpha + (1 - a^\alpha)t^\alpha)^{\frac{1}{\alpha}-2}t^{\alpha-2}(\alpha - 1)(-(1 - a^\alpha)t^\alpha + a^\alpha + (1 - a^\alpha)t^\alpha) \\
& = -(\alpha - 1)(1 - a^\alpha)a^\alpha t^{\alpha-2}(a^\alpha + (1 - a^\alpha)t^\alpha)^{\frac{1}{\alpha}-2}.
\end{aligned}$$

Поскольку при $t \in (0; 1)$ выполнено $f''(t) < 0$, получаем $f(t) \geq 0$, что и требовалось доказать. Теорема 1 доказана.

Следствие 2. Если $\mathbf{G} = \{\mathbf{g}^{(1)}, \dots, \mathbf{g}^{(s)}\} \subset \mathbf{S}^{(k)}$ и найдётся такое $i \in \{1, 2, \dots, k-2\}$, что $g_i^{(j)} > 0$ при всех $j = 1, \dots, s$, то $W(\mathbf{G}) \neq \mathbf{S}^{(k)}$.

ДОКАЗАТЕЛЬСТВО. Пусть $i \in \{1, 2, \dots, k-2\}$ удовлетворяет условиям утверждения. Тогда положим

$$\alpha = \min_{j=1, \dots, s} \frac{\log S_{<i}(\mathbf{g}^{(j)})}{\log S_{<i+1}(\mathbf{g}^{(j)})}.$$

Из условий $g_i^{(j)} > 0$ для $j = 1, \dots, s$ вытекает, что $S_{<i}(\mathbf{g}^{(j)}) < S_{<i+1}(\mathbf{g}^{(j)})$, а это, в свою очередь, влечёт $\alpha > 1$. По определению α справедливо $\mathbf{G} \subseteq \mathbf{L}(i, \alpha)$, в силу чего $W(\mathbf{G}) \subseteq W(\mathbf{L}(i, \alpha)) = \mathbf{L}(i, \alpha) \subset \mathbf{S}^{(k)}$. Поскольку последнее включение строгое, следствие 2 доказано.

Из следствия 2, в частности, следует, что при $k > 2$ никакой конечный набор распределений, носители которых совпадают с E_k , не позволяет аппроксимировать произвольное распределение. Кроме того из сохранения любых подмножеств E_k операциями \vee, \wedge получается, что при $k > 2$ любое распределение $\mathbf{g} \in \mathbf{S}^{(k)}$ удовлетворяет неравенству $W(\mathbf{g}) \neq \mathbf{S}^{(k)}$.

Отметим, что по заданному набору распределений \mathbf{G} , удовлетворяющему условиям следствия 2, можно также построить множество $\mathbf{U}(i, \beta)$, содержащее \mathbf{G} , и тем самым ещё сильнее ограничить множество аппроксимируемых распределений, поскольку будет иметь место включение $W(\mathbf{G}) \subseteq \mathbf{L}(i, \alpha) \cap \mathbf{U}(i, \beta)$.

3. Аппроксимируемые распределения

Результаты разд. 2 показывают, что в отличие от случая $k = 2$ в общем случае одноэлементное множество начальных распределений не позволяет аппроксимировать произвольное распределение. Тем не менее, даже одноэлементное множество порождает достаточно обширное подмножество заведомо аппроксимируемых распределений.

Теорема 2. Пусть $\mathbf{p} \in \mathbf{S}^{(k)}$ удовлетворяет равенству $\mu(\mathbf{p}) = E_k$. Тогда $\text{Conv}(\mathbf{e}^{(i-1)}, \mathbf{e}^{(i)}) \subseteq W(\mathbf{p})$ для всех $i \in E_k \setminus \{0\}$.

ДОКАЗАТЕЛЬСТВО. Следующие ниже рассуждения основаны на построении последовательности распределений, элементы которой по очереди приближают все отрезки $\text{Conv}(\mathbf{e}^{(i-1)}, \mathbf{e}^{(i)})$ для $i = 1, \dots, k-1$. Фактически с ростом номера элементы последовательности «перемещаются» вдоль некоторой кривой, проходящей достаточно близко от фигурирующих в формулировке теоремы рёбер симплекса $\mathbf{S}^{(k)}$. Эскиз этой «траектории» в случае $k = 4$ представлен на рис. 2; пунктиром показана «траектория» последовательности, приближающей распределение $\mathbf{e}^{(0)}$.

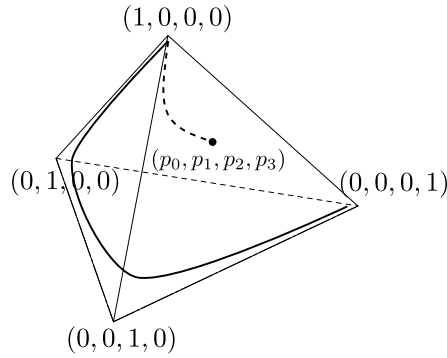


Рис. 2. «Траектории» приближения распределений в доказательстве теоремы 2

Положим $\mathbf{g}^{(0)} = \mathbf{p}$ и далее определим $\mathbf{g}^{(m+1)} = \mathbf{g}^{(m)} \hat{\wedge} \mathbf{p}$. Тогда, очевидно, $\mathbf{g}^{(m)} \in W(\mathbf{p})$. В силу следствия 1 для всех $i \in E_k$ выполнено

$$S_{\geq i}(\mathbf{g}^{(m+1)}) = S_{\geq i}(\mathbf{g}^{(m)})S_{\geq i}(\mathbf{p}) = \dots = (S_{\geq i}(\mathbf{p}))^{m+1}. \quad (6)$$

По условию теоремы $\mu(\mathbf{p}) = E_k$, поэтому для всех $i \neq 0$ имеет место $S_{\geq i}(\mathbf{p}) < 1$, откуда получаем, что $S_{\geq i}(\mathbf{g}^{(m)}) = (S_{\geq i}(\mathbf{p}))^m \rightarrow 0$ при $m \rightarrow \infty$ для всех $i \in E_k \setminus \{0\}$. Таким образом, последовательность $\mathbf{g}^{(m)}$ сходится к $\mathbf{e}^{(0)}$ при $m \rightarrow \infty$, что, естественно, влечёт $\mathbf{e}^{(0)} \in W(\mathbf{p})$.

Покажем, что для любого $\alpha > 1$ найдётся такой номер m_0 , что при всех $i \in E_k$ и $m \geq m_0$ выполнено $\mathbf{g}^{(m)} \in \mathbf{L}(i, \alpha)$. Пусть $\alpha > 1$ фиксировано. Для каждого $i \in E_k \setminus \{0\}$ положим $\beta_i = \frac{\log S_{\geq i}(\mathbf{p})}{\log S_{\geq i-1}(\mathbf{p})}$. Поскольку $\mu(\mathbf{p}) = E_k$, выполнено $S_{\geq i-1}(\mathbf{p}) - S_{\geq i}(\mathbf{p}) = p_{i-1} > 0$, откуда $1 \geq S_{\geq i-1}(\mathbf{p}) > S_{\geq i}(\mathbf{p})$, что влечёт $0 \geq \log S_{\geq i-1}(\mathbf{p}) > \log S_{\geq i}(\mathbf{p})$ и, следовательно, $\beta_i > 1$ при всех $i \in E_k \setminus \{0\}$. В силу выбора значений β_i для всех $i \in E_k \setminus \{0\}$ выполнено равенство $S_{\geq i}(\mathbf{p}) = (S_{\geq i-1}(\mathbf{p}))^{\beta_i}$. Вместе с соотношениями (6) из этого получаем, что при всех m

$$S_{\geq i}(\mathbf{g}^{(m)}) = (S_{\geq i}(\mathbf{p}))^m = (S_{\geq i-1}(\mathbf{p}))^{\beta_i m} = (S_{\geq i-1}(\mathbf{g}^{(m)}))^{\beta_i}. \quad (7)$$

Рассмотрим функции $f_i(t) = (1-t^{\beta_i})^\alpha - 1 + t$ при $t \in [0; 1]$. Производная функции $f_i(t)$ по переменной t равна

$$f'_i(t) = \alpha(1-t^{\beta_i})^{\alpha-1}\beta_i(-t^{\beta_i-1}) + 1.$$

Из условий $\alpha > 1$ и $\beta_i > 1$ получаем, что $f'_i(0) = 1$, при этом $f_i(0) = 0$, а следовательно, для достаточно малых значений переменной $t > 0$ имеет место $f_i(t) > 0$. Иначе говоря, для каждого $i \in E_k \setminus \{0\}$ найдётся такое T_i , что $f_i(t) > 0$ при $t \in (0; T_i)$. Полагая $T = \min_{i \in E_k \setminus \{0\}} T_i$, для всех $i \in E_k \setminus \{0\}$ при $t \in (0; T)$ имеем неравенство $f_i(t) > 0$, эквивалентное

$$(1-t^{\beta_i})^\alpha > 1-t. \quad (8)$$

Для последовательности $\mathbf{g}^{(m)}$, как показано ранее, $S_{\geq i}(\mathbf{g}^{(m)}) \rightarrow 0$ при $m \rightarrow \infty$ для всех $i \in E_k \setminus \{0\}$, поэтому найдётся такое m_0 , что для всех $i \in E_k \setminus \{0\}$ при $m \geq m_0$ выполнено $S_{\geq i}(\mathbf{g}^{(m)}) < T$. Тогда для каждого $i = 2, 3, \dots, k-1$, подставляя $S_{\geq i-1}(\mathbf{g}^{(m)})$ в неравенство (8) вместо переменной t , получаем

$$(1 - (S_{\geq i-1}(\mathbf{g}^{(m)}))^{\beta_i})^\alpha > 1 - S_{\geq i-1}(\mathbf{g}^{(m)}).$$

Принимая во внимание (7) и соотношение $S_{< i}(\mathbf{g}^{(m)}) + S_{\geq i}(\mathbf{g}^{(m)}) = 1$, приходим к неравенству

$$(S_{< i}(\mathbf{g}^{(m)}))^\alpha > S_{< i-1}(\mathbf{g}^{(m)}),$$

выполненному для $i = 2, 3, \dots, k-1$, что, очевидно, эквивалентно выполнению неравенства $S_{< i}(\mathbf{g}^{(m)}) < (S_{< i+1}(\mathbf{g}^{(m)}))^\alpha$ для $i = 1, 2, \dots, k-2$, а это означает принадлежность $\mathbf{g}^{(m)} \in \mathbf{L}(i, \alpha)$ для соответствующих значений i . Поскольку $\mathbf{L}(0, \alpha) = \mathbf{L}(k-1, \alpha) = \mathbf{S}^{(k)}$, включение $\mathbf{g}^{(m)} \in \mathbf{L}(i, \alpha)$ имеет место для всех $i \in E_k$.

Покажем, что для любых $\Delta > 0$, $i \in E_k \setminus \{0\}$ и $\mathbf{q} \in \text{Conv}(\mathbf{e}^{(i-1)}, \mathbf{e}^{(i)})$ найдётся такое распределение $\mathbf{q}' \in W(\mathbf{p})$, что $\max_{j \in E_k} |q_j - q'_j| < \Delta$. Отсюда сразу будет следовать, что $\text{Conv}(\mathbf{e}^{(i-1)}, \mathbf{e}^{(i)}) \subseteq W(\mathbf{p})$.

Пусть далее $\Delta > 0$ фиксировано; без ограничения общности можно считать, что $\Delta < 1$, так как иначе в качестве распределения \mathbf{q}' можно взять любой элемент из $W(\mathbf{p})$. Выберем $\alpha > \frac{\log(\Delta/6)}{\log(1-\Delta/6)}$, тогда из неравенств $0 < \Delta < 1$ вытекает, что $\alpha > 1$. При этом в силу определения α будет выполнено неравенство

$$1 - \Delta/6 < (\Delta/6)^{1/\alpha}. \quad (9)$$

Как показано выше, для выбранного $\alpha > 1$ найдётся такой номер m_0 , что $\mathbf{g}^{(m)} \in \mathbf{L}(i, \alpha)$ при $m \geq m_0$ для всех $i \in E_k$. Кроме того, $\mathbf{g}^{(m)} \rightarrow \mathbf{e}^{(0)}$

при $m \rightarrow \infty$, поэтому существует такой номер $m_1 > m_0$, что

$$\max_{i \in E_k} |g_i^{(m_1)} - e_i^{(0)}| < \Delta/6.$$

Обозначим $\mathbf{h} = \mathbf{g}^{(m_1)}$ и далее определим последовательность распределений, положив $\mathbf{h}^{(0)} = \mathbf{h} \in W(\mathbf{p})$ и $\mathbf{h}^{(n+1)} = \mathbf{h}^{(n)} \hat{\vee} \mathbf{h} \in W(\mathbf{p})$. Из леммы 1 вытекает, что для $i \in E_k$ выполнено

$$S_{<i}(\mathbf{h}^{(n+1)}) = S_{<i}(\mathbf{h}^{(n)})S_{<i}(\mathbf{h}) = \dots = (S_{<i}(\mathbf{h}))^{n+1},$$

откуда следует, что $S_{<i}(\mathbf{h}^{(n)})$ монотонно убывают к 0 при $n \rightarrow \infty$ для всех $i \in E_k$. Отметим, что в силу условия $h_{k-1} < \Delta/6$, вытекающего из выбора \mathbf{h} , выполнены соотношения

$$\begin{aligned} S_{<i}(\mathbf{h}^{(n)}) - S_{<i}(\mathbf{h}^{(n+1)}) &= (S_{<i}(\mathbf{h}))^n - (S_{<i}(\mathbf{h}))^{n+1} \\ &= (S_{<i}(\mathbf{h}))^n (1 - S_{<i}(\mathbf{h})) \leq h_{k-1} < \Delta/6, \end{aligned} \quad (10)$$

т. е. с увеличением номера n на единицу каждая из величин $S_{<i}(\mathbf{h}^{(n)})$ для $i \in E_k$ уменьшается не более чем на $\Delta/6$.

Покажем, что для каждого $j \in E_k \setminus \{0\}$ найдётся номер n_j , для которого выполнены неравенства

$$S_{<j-1}(\mathbf{h}^{(n_j)}) < \Delta/3, \quad h_{j-1}^{(n_j)} > 1 - \Delta/2, \quad S_{\geq j}(\mathbf{h}^{(n_j)}) < \Delta/6, \quad (11)$$

т. е. фактически $\mathbf{h}^{(n_j)}$ приближает распределение $\mathbf{e}^{(j-1)}$ с покоординатной точностью не менее $\Delta/2$. В качестве значения n_1 можно взять 0, так как $\mathbf{h}^{(0)} = \mathbf{h}$, и при этом выполнено $1 - h_0 < \Delta/6$, что влечёт как неравенство $h_0 > 1 - \Delta/6 > 1 - \Delta/2$, так и неравенство $S_{\geq 1}(\mathbf{h}) < \Delta/6$. Пусть далее $j > 1$.

В силу выбора \mathbf{h} и построения последовательности $\mathbf{h}^{(n)}$ для всех n выполнены соотношения $S_{<j-1}(\mathbf{h}^{(n)}) \leq (S_{<j}(\mathbf{h}^{(n)}))^{\alpha}$, откуда

$$S_{<j}(\mathbf{h}^{(n)}) \geq (S_{<j-1}(\mathbf{h}^{(n)}))^{1/\alpha}.$$

Рассмотрим такие номера n , что $S_{<j-1}(\mathbf{h}^{(n)}) > \Delta/6$. Тогда для этих n также выполнены соотношения

$$S_{\geq j}(\mathbf{h}^{(n)}) = 1 - S_{<j}(\mathbf{h}^{(n)}) \leq 1 - (S_{<j-1}(\mathbf{h}^{(n)}))^{1/\alpha} < 1 - (\Delta/6)^{1/\alpha},$$

что в силу условия (9), которому удовлетворяет α , влечёт для соответствующих n неравенство

$$S_{\geq j}(\mathbf{h}^{(n)}) < 1 - (1 - \Delta/6) = \Delta/6.$$

Пусть n_j таково, что $S_{<j-1}(\mathbf{h}^{(n_j)}) > \Delta/6$, а $S_{<j-1}(\mathbf{h}^{(n_j+1)}) < \Delta/6$. Тогда из неравенства (10) следует, что $\Delta/6 < S_{<j-1}(\mathbf{h}^{(n_j)}) < \Delta/3$. Вместе с тем,

по ранее доказанному также имеет место неравенство $S_{\geq j}(\mathbf{h}^{(n_j)}) < \Delta/6$. Отсюда

$$h_{j-1}^{(n_j)} = 1 - S_{\geq j}(\mathbf{h}^{(n_j)}) - S_{< j-1}(\mathbf{h}^{(n_j)}) > 1 - \Delta/6 - \Delta/3 = 1 - \Delta/2.$$

Таким образом, для выбранного n_j неравенства (11) выполнены. Отметим, что из монотонного убывания последовательностей $S_{< j}(\mathbf{h}^{(n)})$ с ростом n вытекают соотношения $n_1 < n_2 < \dots < n_{k-1}$.

Пусть далее задано некоторое распределение $\mathbf{q} = \eta \mathbf{e}^{(j-1)} + (1-\eta) \mathbf{e}^{(j)} \in \text{Conv}(\mathbf{e}^{(j-1)}, \mathbf{e}^{(j)})$, где $j \in E_k \setminus \{0\}$ и $\eta \in [0; 1]$ фиксированы. Покажем, что в построенной последовательности распределений $\mathbf{h}^{(n)}$ найдётся распределение \mathbf{q}' , удовлетворяющее неравенству $\max_{i \in E_k} |q_i - q'_i| < \Delta$.

Заметим, что для любого $i \in E_k$ и любого номера n в силу неравенств (10) выполнено

$$\begin{aligned} |h_i^{(n)} - h_i^{(n+1)}| &= |S_{< i+1}(\mathbf{h}^{(n)}) - S_{< i}(\mathbf{h}^{(n)}) - (S_{< i+1}(\mathbf{h}^{(n+1)}) - S_{< i}(\mathbf{h}^{(n+1)}))| \\ &\leq |S_{< i+1}(\mathbf{h}^{(n)}) - S_{< i+1}(\mathbf{h}^{(n+1)})| + |S_{< i}(\mathbf{h}^{(n)}) - S_{< i}(\mathbf{h}^{(n+1)})| < \Delta/3. \end{aligned} \quad (12)$$

Рассмотрим распределения $\mathbf{h}^{(n)}$ с номерами $n_j \leq n \leq n_{j+1}$. Из выбора номеров n_j вытекает, что $h_{j-1}^{(n_j)} > 1 - \Delta/2$ и $h_{j-1}^{(n_{j+1})} \leq S_{< j}(\mathbf{h}^{(n_{j+1})}) < \Delta/3$. Вместе с неравенством (12) это означает, что значения $h_{j-1}^{(n)}$ при $n_j \leq n \leq n_{j+1}$ образуют $\Delta/2$ -сеть на отрезке $[0; 1]$, а значит, для заданного значения $\eta \in [0; 1]$, обязательно найдётся такой номер n' , $n_j \leq n' \leq n_{j+1}$, что $|h_{j-1}^{(n')} - \eta| < \Delta/2$. Кроме того, будут выполнены следующие соотношения:

$$\begin{aligned} S_{< j-1}(\mathbf{h}^{(n')}) &\leq S_{< j-1}(\mathbf{h}^{(n_j)}) < \Delta/3, \\ S_{\geq j+1}(\mathbf{h}^{(n')}) &= 1 - S_{< j+1}(\mathbf{h}^{(n')}) \\ &\leq 1 - S_{< j+1}(\mathbf{h}^{(n_{j+1})}) = S_{\geq j+1}(\mathbf{h}^{(n_{j+1})}) < \Delta/6, \end{aligned}$$

из которых вытекает, что

$$\begin{aligned} |1 - \eta - h_j^{(n')}| &= \left| \sum_{i=0}^{k-1} h_i^{(n')} - \eta - h_j^{(n')} \right| \leq \left| \sum_{i=0}^{j-2} h_i^{(n')} \right| + |h_{j-1}^{(n')} - \eta| + \left| \sum_{i=j+1}^{k-1} h_i^{(n')} \right| \\ &= S_{< j-1}(\mathbf{h}^{(n')}) + |h_{j-1}^{(n')} - \eta| + S_{\geq j+1}(\mathbf{h}^{(n')}) < \Delta/3 + \Delta/2 + \Delta/6 = \Delta. \end{aligned}$$

Итак,

$$\max_{i \in E_k} |q_i - h_i^{(n')}| < \max\{\Delta/6, \Delta/2, \Delta, \Delta/3\} = \Delta,$$

а значит, $\mathbf{h}^{(n')}$ можно взять в качестве искомого распределения \mathbf{q}' . В силу произвольности $j \in \{1, \dots, k-1\}$, $\mu \in [0; 1]$ и величины $\Delta > 0$ теорема 2 доказана.

Очевидно, что вместе с $\text{Conv}(\mathbf{e}^{(i-1)}, \mathbf{e}^{(i)})$ в множестве $W(\mathbf{p})$ также лежат множества

$$\{\mathbf{p} \hat{\wedge} \mathbf{h} \mid \mathbf{h} \in \text{Conv}(\mathbf{e}^{(i-1)}, \mathbf{e}^{(i)})\}, \quad \{\mathbf{p} \hat{\vee} \mathbf{h} \mid \mathbf{h} \in \text{Conv}(\mathbf{e}^{(i-1)}, \mathbf{e}^{(i)})\}.$$

В случае распределений на трёхэлементном множестве соотношения (4) позволяют получить более простое описание заведомо аппроксимируемых распределений.

Следствие 3. Пусть $\mathbf{p} = (p_0, p_1, p_2) \in \mathbf{S}^{(3)}$ и $\mu(\mathbf{p}) = E_3$. Тогда $W(\mathbf{p}) \supset \{(g_0, g_1, g_2) \mid g_0 \leq p_0, g_2 \leq p_2\}$.

ДОКАЗАТЕЛЬСТВО. Пусть $\mathbf{g} = (g_0, g_1, g_2)$ таково, что $g_0 \leq p_0$ и $g_2 \leq p_2$. Покажем, что $\mathbf{g} \in W(\mathbf{p})$. Положим $\eta = \frac{g_0}{p_0}$, $\theta = \frac{g_2}{p_2}$. По условию следствия выполнены неравенства $0 \leq \eta, \theta \leq 1$. Тогда из теоремы 2 следует, что

$$\mathbf{q} = \eta \mathbf{e}^{(0)} + (1 - \eta) \mathbf{e}^{(1)} \in W(\mathbf{p}), \quad \mathbf{r} = (1 - \theta) \mathbf{e}^{(1)} + \theta \mathbf{e}^{(2)} \in W(\mathbf{p}).$$

Рассмотрим $(\mathbf{p} \hat{\vee} \mathbf{q}) \hat{\wedge} \mathbf{r} \in W(\mathbf{p})$. Поскольку $\mathbf{p} = p_0 \mathbf{e}^{(0)} + p_1 \mathbf{e}^{(1)} + p_2 \mathbf{e}^{(2)}$, с помощью соотношений (4) получаем

$$\begin{aligned} (\mathbf{p} \hat{\vee} \mathbf{q}) \hat{\wedge} \mathbf{r} &= ((p_0 \mathbf{e}^{(0)} + p_1 \mathbf{e}^{(1)} + p_2 \mathbf{g}^{(2)}) \hat{\vee} (\eta \mathbf{e}^{(0)} + (1 - \eta) \mathbf{e}^{(1)})) \hat{\wedge} \mathbf{r} \\ &= (p_0 \eta \mathbf{e}^{(0)} + p_0(1 - \eta) \mathbf{e}^{(1)} + p_1 \mathbf{e}^{(1)} + p_2 \mathbf{e}^{(2)}) \hat{\wedge} ((1 - \theta) \mathbf{e}^{(1)} + \theta \mathbf{e}^{(2)}) \\ &= p_0 \eta \mathbf{e}^{(0)} + (p_0 - p_0 \eta + p_1) \mathbf{e}^{(1)} + p_2(1 - \theta) \mathbf{e}^{(1)} + p_2 \theta \mathbf{e}^{(2)} \\ &= g_0 \mathbf{e}^{(0)} + (p_0 + p_1 + p_2 - g_0 - g_2) \mathbf{e}^{(1)} + g_2 \mathbf{e}^{(2)} \\ &= g_0 \mathbf{e}^{(0)} + g_1 \mathbf{e}^{(1)} + g_2 \mathbf{e}^{(2)} = \mathbf{g}. \end{aligned}$$

Следствие 3 доказано.

Для заданного распределения $\mathbf{p} \in \mathbf{S}^{(3)}$, удовлетворяющего $\mu(\mathbf{p}) = E_3$, положим $\mathbf{G}_0 = \{(g_0, g_1, g_2) \mid g_0 \leq p_0, g_2 \leq p_2\}$ и

$$\mathbf{G}_{n+1} = \{\mathbf{p} \hat{\wedge} \mathbf{g} \mid \mathbf{g} \in \mathbf{G}_n\} \cup \mathbf{G}_n \cup \{\mathbf{p} \hat{\vee} \mathbf{g} \mid \mathbf{g} \in \mathbf{G}_n\}.$$

Тогда из следствия 3 легко вытекает, что $\mathbf{G}_n \subseteq W(\mathbf{p})$ при всех n . По-видимому, при условии $\mu(\mathbf{p}) = E_3$ в действительности имеет место равенство $W(\mathbf{p}) = \bigcup_{n=0}^{\infty} \mathbf{G}_n$, однако доказать это пока не удалось. Пример множества \mathbf{G}_4 , получающегося таким образом, изображён на рис. 3.

Аппроксимация произвольных распределений становится возможной, если в множество начальных распределений включать такие, у которых носитель отличен от E_k . Следующая теорема является в определённом

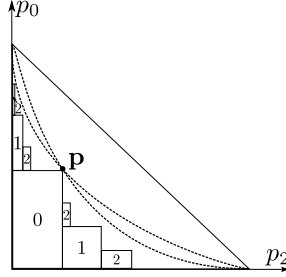


Рис. 3. Множество \mathbf{G}_2 , построенное по распределению \mathbf{p} : прямоугольники подписаны минимальным номером множества \mathbf{G}_i , $i = 0, 1, 2$, в которое они входят; пунктиром показаны границы минимальных множеств $\mathbf{L}(1, \alpha)$ и $\mathbf{U}(1, \alpha)$, содержащих \mathbf{p} .

смысле «аппроксимационным» аналогом теоремы 5 из [9] о точной выразимости рациональных распределений. В её доказательстве используются идеи, аналогичные теореме 27 из [3].

Теорема 3. Пусть $\mathbf{p} \in \mathbf{S}^{(k)}$ удовлетворяет $\mu(\mathbf{p}) = \{0, k-1\}$. Тогда $W(\{\mathbf{p}, \mathbf{e}^{(0)}, \dots, \mathbf{e}^{(k-1)}\}) = \mathbf{S}^{(k)}$.

ДОКАЗАТЕЛЬСТВО. Для краткости множество $W(\{\mathbf{p}, \mathbf{e}^{(0)}, \dots, \mathbf{e}^{(k-1)}\})$ обозначим через \mathbf{W} .

Операции \wedge, \vee сохраняют множество $\{0, k-1\}$, и имеет место несложно устанавливаемый изоморфизм множества $\{0, k-1\}$ множеству E_2 , при котором операции \wedge, \vee на $\{0, k-1\}$ переходят в соответствующие операции на E_2 . Из теоремы 2 следует, что распределение из $\mathbf{S}^{(2)}$ с носителем, равным E_2 , позволяет аппроксимировать любое распределение из $\text{Conv}(\mathbf{e}^{(0)}, \mathbf{e}^{(1)})$, а значит, (в силу описанного выше изоморфизма) имеют место включения $\mathbf{W} \supseteq W(\mathbf{p}) \supseteq \text{Conv}(\mathbf{e}^{(0)}, \mathbf{e}^{(k-1)})$.

Далее докажем индукцией по l , что $\text{Conv}(\mathbf{e}^{(i_1)}, \dots, \mathbf{e}^{(i_l)}) \subseteq \mathbf{W}$ для любых i_1, \dots, i_l . Основание индукции (случай $l = 1$) тривиально обеспечивается тем, что $\mathbf{e}^{(0)}, \dots, \mathbf{e}^{(k-1)} \in \mathbf{W}$. Пусть утверждение верно для $l = L$. Покажем, что оно также выполняется и для $l = L + 1$. Без ограничения общности можно считать, что $i_1 < i_2 < \dots < i_{L+1}$. Поскольку доказано, что $\mathbf{e}^{(i_{L+1})} \in \mathbf{W}$ и $\text{Conv}(\mathbf{e}^{(0)}, \mathbf{e}^{(k-1)}) \subseteq \mathbf{W}$, а по предположению индукции также выполнено $\text{Conv}(\mathbf{e}^{(i_1)}, \dots, \mathbf{e}^{(i_L)}) \subseteq \mathbf{W}$, согласно (4) получаем

$$\begin{aligned} \mathbf{W} &\supseteq \{\mathbf{q} \hat{\vee} (\mathbf{r} \hat{\vee} \mathbf{e}^{(i_{L+1})}) \mid \mathbf{q} \in \text{Conv}(\mathbf{e}^{(i_1)}, \dots, \mathbf{e}^{(i_L)}), \mathbf{r} \in \text{Conv}(\mathbf{e}^{(0)}, \mathbf{e}^{(k-1)})\} \\ &= \{\mathbf{q} \hat{\vee} \mathbf{r}' \mid \mathbf{q} \in \text{Conv}(\mathbf{e}^{(i_1)}, \dots, \mathbf{e}^{(i_L)}), \mathbf{r}' \in \text{Conv}(\mathbf{e}^{(0)}, \mathbf{e}^{(i_{L+1})})\} \\ &= \left\{ \left(\sum_{j=1}^L \alpha_j \mathbf{e}^{(i_j)} \right) \hat{\vee} (\beta \mathbf{e}^{(0)} + (1 - \beta) \mathbf{e}^{(i_{L+1})}) \mid \alpha_j \geq 0, \sum_{j=1}^L \alpha_j = 1, \beta \in [0; 1] \right\}. \end{aligned}$$

Полученное выражение можно преобразовать следующим образом:

$$\begin{aligned}
 & \left(\sum_{j=1}^L \alpha_j \mathbf{e}^{(i_j)} \right) \hat{\vee} (\beta \mathbf{e}^{(0)} + (1 - \beta) \mathbf{e}^{(i_{L+1})}) \\
 &= \sum_{j=1}^L \beta \alpha_j (\mathbf{e}^{(i_j)} \hat{\vee} \mathbf{e}^{(0)}) + \alpha_j (1 - \beta) (\mathbf{e}^{(i_j)} \hat{\vee} \mathbf{e}^{(i_{L+1})}) \\
 &= \sum_{j=1}^L \beta \alpha_j \mathbf{e}^{(i_j)} + \alpha_j (1 - \beta) \mathbf{e}^{(i_{L+1})} = (1 - \beta) \mathbf{e}^{(i_{L+1})} + \sum_{j=1}^L \beta \alpha_j \mathbf{e}^{(i_j)}, \quad (13)
 \end{aligned}$$

откуда легко видеть, что при всевозможных $\alpha_1, \dots, \alpha_L, \beta \in [0; 1]$ таких, что $\sum_{j=1}^L \alpha_j = 1$, множество распределений, заданное (13), есть в точности $\text{Conv}(\mathbf{e}^{(i_1)}, \dots, \mathbf{e}^{(i_{L+1})})$. Шаг индукции завершён. Теорема 3 доказана.

Из теорем 2 и 3, а также транзитивности замыкания W дополнительно вытекает

Следствие 4. Пусть $\mathbf{p}, \mathbf{q} \in \mathbf{S}^{(k)}$ удовлетворяют $\mu(\mathbf{p}) = \{0, k - 1\}$ и $\mu(\mathbf{q}) = E_k$ соответственно. Тогда $W(\{\mathbf{p}, \mathbf{q}\}) = \mathbf{S}^{(k)}$.

Заключение

Доказанные в работе теоремы позволяют для широкого класса множеств начальных распределений \mathbf{G} проверять возможность аппроксимации произвольного распределения, т. е. выполнение (или невыполнение) равенства $W(\mathbf{G}) = \mathbf{S}^{(k)}$. Вместе с тем, вопрос о полном описании $W(\mathbf{G})$ для произвольного множества \mathbf{G} остаётся открытым, даже если ограничиться рассмотрением конечных множеств \mathbf{G} .

Автор выражает благодарность О. М. Касим-Заде за внимание к данной работе.

ЛИТЕРАТУРА

1. Салимов Ф. И. Конечная порождённость алгебр распределений // Дискрет. анализ и исслед. операций. Сер. 1. 1997. Т. 4, № 2. С. 43–50.
2. Колпаков Р. М. Замкнутые классы конечных распределений рациональных вероятностей // Дискрет. анализ и исслед. операций. Сер. 1. 2004. Т. 11, № 3. С. 16–31.
3. Яшунский А. Д. Алгебры вероятностных распределений на конечных множествах // Тр. МИАН. 2018. Т. 301. С. 320–335.

4. **Схиртладзе Р. Л.** О методе построения булевой величины с заданным распределением вероятностей // Дискрет. анализ. Вып. 7. Новосибирск: Наука, 1966. С. 71–80.
5. **Яшунский А. Д.** О преобразованиях вероятности неповторными булевыми формулами // Мат. XVI Междунар. шк.-семина. «Синтез и сложность управляющих систем» (Санкт-Петербург, Россия, 26–30 июня 2006 г.). М.: Мех.-мат. фак. МГУ, 2006. С. 150–155.
6. **Zhou H., Loh P.-L., Bruck J.** The synthesis and analysis of stochastic switching circuits. Ithaca, NY: Cornell Univ., 2012. (Cornell Univ. Libr. e-Print Archive; arXiv:1209.0715).
7. **Wilhelm D., Bruck J., Qian L.** Probabilistic switching circuits in DNA // Proc. Nat. Acad. Sci. USA. 2018. Vol. 115. P. 903–908.
8. **Lee D., Bruck J.** Generating probability distributions using multivalued stochastic relay circuits // Proc. 2011 IEEE Int. Symp. Information Theory (St. Petersburg, Russia, July 31–Aug. 5, 2011). Piscataway: IEEE, 2011. P. 308–312.
9. **Lee D. T., Bruck J.** Algorithms for generating probabilities with multivalued stochastic relay circuits // IEEE Trans. Comput. 2015. Vol. 64, No. 12. P. 3376–3388.

Яшунский Алексей Дмитриевич

Статья поступила

23 февраля 2020 г.

После доработки —

23 февраля 2020 г.

Принята к публикации

25 мая 2020 г.

ON THE APPROXIMATION OF RANDOM VARIABLES ON A FINITE CHAIN

A. D. Yashunsky

Keldysh Institute of Applied Mathematics RAS,
4 Miusskaya Square, 125047 Moscow, Russia
E-mail: yashunsky@keldysh.ru

Abstract. We consider the transformations of independent random variables over a linearly ordered finite set (a chain) by the join and meet operations. We investigate the possibility of approximating an arbitrary probability distribution on a chain by means of a (possibly iterated) application of the join and meet operations to independent random variables with distributions from a given set. We establish some conditions under which the approximation is impossible and the conditions when it becomes possible. Illustr. 3, bibliogr. 9.

Keywords: finite chain, linearly ordered set, random variable, distribution, approximation.

REFERENCES

1. **F. I. Salimov**, Finite generability of distribution algebras, *Diskretn. Anal. Issled. Oper., Ser. 1*, **4** (2), 43–50 (1997) [Russian].
2. **R. M. Kolpakov**, Closed classes of finite distributions of rational probabilities, *Diskretn. Anal. Issled. Oper., Ser. 1*, **11** (3), 16–31 (2004) [Russian].
3. **A. D. Yashunsky**, Algebras of probability distributions on finite sets, *Tr. Mat. Inst. Steklova* **301**, 320–335 (2018) [Russian] [*Proc. Steklov Inst. Math.* **301**, 304–318 (2018)].
4. **R. L. Shirladze**, On a method for constructing a Boolean value with a given probability distribution, in *Discrete Analysis*, Vol. 7 (Nauka, Novosibirsk, 1966), pp. 71–80 [Russian].
5. **A. D. Yashunsky**, On probability transformations by read-once Boolean formulas, in *Proc. XVI Int. School and Seminar “Synthesis and Complexity of Control Systems”, St. Petersburg, Russia, June 26–30, 2006* (Mekh.-Mat. Fak. MGU, Moscow, 2006), pp. 150–155 [Russian].

6. **H. Zhou, P.-L. Loh, and J. Bruck**, The synthesis and analysis of stochastic switching circuits (Cornell Univ., Ithaca, NY, 2012) (Cornell Univ. Libr. e-Print Archive, arXiv:1209.0715).
7. **D. Wilhelm, J. Bruck, and L. Qian**, Probabilistic switching circuits in DNA, *Proc. Nat. Acad. Sci. USA* **115**, 903–908 (2018).
8. **D. Lee and J. Bruck**, Generating probability distributions using multivalued stochastic relay circuits, in *Proc. 2011 IEEE Int. Symp. Inf. Theory, St. Petersburg, Russia, July 31–Aug. 5, 2011* (IEEE, Piscataway, 2011), pp. 308–312.
9. **D. T. Lee and J. Bruck**, Algorithms for generating probabilities with multivalued stochastic relay circuits, *IEEE Trans. Comput.* **64** (12), 3376–3388 (2015).

Aleksey D. Yashunsky

Received February 23, 2020

Revised February 23, 2020

Accepted May 25, 2020