

*«То все ошибки, все накладки  
И заблуждения веков»*  
Автор неизвестен.

УДК 519.211; ББК 22.171

## Теория вероятностей 4: *подобие идеала!*

### ч.IV. Преобразование распределений<sup>1</sup> случайных величин

Бондарчук Игорь Иванович, кандидат физико-математических наук

*10 декабря 2019 г.*

В существующей теории вероятностей преобразование применяется при решении множества разнообразных задач, но известно в основном под названием «функция от случайных величин». В общем-то, не совсем правильно, и все бы было прекрасно, если бы оно не трактовалось в соответствии с названием, а такая трактовка приводит к тому, что «теряется» его связь с преобразованием действительной функции действительных переменных, а также к появлению утверждений в теории случайных величин, которые не соответствуют реальному положению вещей.

При создании *новой исходной системы* теории вероятностей [19,4-40] мы приводили *исходные понятия* теории событий в согласие с экспериментами. Принцип анализа в работе [29] *чисто математический*: построение *математических моделей* теории случайных величин *должно основываться исключительно на математических моделях* теории событий. Этот принцип анализа сохраняется и в настоящей статье.

{A.0} Главная цель исследований остается прежней [19,1; 29,1] – показать, *какая есть и какой должна быть* теория вероятностей случайных явлений, которые называют *массовыми*<sup>2</sup>.

На основе анализа показано: 1. Преобразование законов распределения выполняется по законам преобразования действительной функции действительного аргумента. 2. Преобразование определяет: функциональную зависимость между случайными величинами; влияние распределения одной величины на распределение другой величины; зависимость распределения случайной величины от изменения внутренних или внешних условий проведения эксперимента. Т.е. качественные рассуждения, приведенные в [19,10-16], «облечены» в математическую форму. 3. Теоремы о суммах математических ожиданий и дисперсий связаны с 1-м способом преобразования двумерного распределения к одномерному распределению: они не имеют отношения к сумме случайных величин.

---

<sup>1</sup>Говоря о распределениях мы, конечно же, подразумеваем закон распределения и вероятностную функцию

<sup>2</sup>Т.е. теории, занимающейся изучением только тех случайных событий, которые в принципе могут быть осуществлены неограниченное число раз при неизменных условиях проведения опыта. обладают статистической устойчивостью и в отношении которых имеет смысл не только утверждение об их случайности, но и возможна объективная оценка доли случаев их появления. Подробнее об этом можно почитать в [1,16]

## Содержание.

|  |    |
|--|----|
| Предисловие .....  | 3  |
| Введение .....   | 4  |
| 1. Преобразование одномерных распределений. Функциональная зависимость распределений, равновероятное и равномерное распределения ..... | 6  |
| 1.1. Монотонно возрастающая формула преобразования. Равовероятность дискретных и непрерывных величин .....                             | 10 |
| 1.2. Немонотонная формула преобразования .....   | 14 |
| 1.3. Условия «независимости» случайных величин и функциональная зависимость распределения от условий проведения испытания .....        | 30 |
| 2. Преобразование двумерных распределений .....  | 34 |
| 2.1. Непрерывное двумерное распределение .....   | 36 |
| 2.2. Дискретное многомерное распределение .....  | 41 |
| 2.3. Математические ожидания и дисперсии одномерных распределений, полученных преобразованием двумерного распределения .....           | 54 |
| Список литературы .....  | 58 |

**Примечания.**     **1.** Ссылки на работы даются в виде [№ в списке, № стр.]. Если работ несколько, то они разделяются знаком «;». При ссылках внутри работы указывается положение, на которое дается ссылка, и № страницы на которой оно находится.     **2.** Выводы, следующие из анализа, обозначаются номерами W.1, W.2, ... Чтобы обратить внимание Читателя на некоторые важные моменты, следующие из анализа, они выделены как положения и обозначены номерами {A.1}, {A.2}, ....     **3.** Понятия, используемые в принятой теории вероятностей, нумеруются заглавными буквами латинского алфавита. Уточненные предположения – римскими цифрами, а уточненные и вновь введенные определения понятий – словом «определение» с арабскими цифрами.     **4.** Нумерация формул: в круглых скобках – сквозная; в фигурных скобках – в пределах рассматриваемого примера.

## Предисловие

О *преобразовании действительной функции действительной* переменной упоминалось неоднократно по разным поводам<sup>3</sup> при изложении исследований, в том числе, при *анализе принятой и разработке новой исходной системы* случайных величин. В существующей теории вероятностей *преобразование* применяется при решении множества задач, но даже если о преобразовании и упоминают, то как-то вскользь, мимоходом. В чем оно заключается и как связано с *преобразованием действительных функций действительных* переменных, обычно не поясняется: во всяком случае, как в цитируемых, так и в просмотренных работах (их много больше) мы этого не увидели (возможно – «прозевали»).

**Комментарий.** В существующей теории вероятностей, чаще всего оно вводится под названием функция от случайных величин, иногда говорят о суперпозиции функций, весьма редко – о функции случайных аргументов. Реально же, независимо от названия, задача ставится (хотя и в очень общем виде) о преобразовании закона распределения: «... по функции распределения  $F(x_1, x_2, \dots, x_n)$  совокупности случайных величин  $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n$  определить функцию распределения  $\Phi(y_1, y_2, \dots, y_k)$  величин  $\eta_1 = f_1(\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n)$ ,  $\eta_2 = f_2(\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n), \dots, \eta_k = f_k(\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n)$ » [1,135]. Что означает «совокупность величин» не объясняется, но по определениям ‘D, D.1’ [29,16-17] – многомерная величина уже является функцией от случайных величин  $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n$ . О преобразовании «молчок», но постановка задачи в цитате говорит сама за себя. Кроме того, среди прочих приводится пример [1,146], непосредственно относящийся к преобразованию – поворот осей координат: об этом при анализе числовых характеристик случайных величин (часть V). Отметим, что в работах приводится много примеров, связанных, косвенно или непосредственно с преобразованием, но за редким исключением – в них одна алгебра и «никакой геометрии».

*Преобразование* распределений и применение преобразований в теории вероятностей и надежности рассмотрены в работе [10]. Здесь остановимся на *основных* положениях и рассмотрим более подробно некоторые моменты, которые, во-первых, недостаточно освещены в работе, но важны для понимания преобразования. Во-вторых, *исправление* ошибок, допущенных в [10], которые мы «свалили на въевшиеся стереотипы» (замечания в приложении II [19,48]), и *одной серьезной* ошибки допущенной при рассмотрении *преобразование одномерных* распределений с применением *немонотонной формулы преобразования*, которая была замечена только при подготовке настоящей статьи.

---

<sup>3</sup>Их перечислением заниматься не будем, ибо при необходимости мы отсылали к этой части работы

## Введение

Мы определили случайную величину как *недействительную* функцию *элементарных* событий, а ее закон распределения (*вероятностную функцию*) как *действительную* функцию *действительной* переменной: именно поэтому говорим о *преобразовании* законов распределения, а не *самих* случайных величин. При разработке *новой исходной* системы для *одной* величины (т.е. заданной на множестве *элементарных* событий *одного одномерного или двумерного опыта*) *определены*, фактически, *разные законы* распределения<sup>4</sup> (*вероятностные функции*).

Возможность применения *операций* с *действительными* функциями *действительных* аргументов к *законам* распределения (*вероятностным функциям*) случайных величин следует из определений 2 и 4 [29,48,55], *при условии*, что они *не противоречат* *определениям* 1 и 3 [29,48,55], а также определению 5 [29,67] возможных операций с ними (*как недействительных функций недействительного аргумента*).

**Замечание 1.** *Операция преобразования законов распределения не противоречит отмеченным условиям.* Ниже будет показано, что на основе преобразования функций, для *одной случайной* величины можно получить огромное число *других* законов распределения. Чтобы не было «путаницы», будем полагать, что *исходный и преобразованный законы* распределения (*вероятностные функции*) *принадлежат разным случайным* величинам и обозначать их *разными* знаками.

И снова напомним о некоторых простых и известных «вещах»:

**Замечания 2.** 1. *Действительные* числа, как и соответствующие им точки на любой из координатных осей  $X$  или  $Y$ , *непрерывны* и *равномерно* заполняют каждую ось. Точка – неопределяемый объект геометрии, не имеющий размера, а между двумя соседними точками, как и *действительными* числами, нет промежутков. Любой конечный отрезок, определенный на оси  $X$  или  $Y$ , содержит бесконечное (несчетное) множество *действительных* чисел и соответствующих им точек. Отрезок «не сжимается и не растягивается»<sup>5</sup>: его можно *увеличить* (уменьшить) только *дополняя его другим* отрезком (отделяя от него некоторый отрезок) с *бесконечным* множеством точек<sup>6</sup>. 2. Между точками 2-х отрезков *произвольной* длины, *произвольно* расположенных на координатных осях  $X$  и  $Y$ , можно установить *однозначное* соответствие  $y \rightarrow x$  с применением *однозначной действительной* функции  $y = f(x)$  *действительного* аргумента  $x$ . Если функция  $y = f(x)$  определяет *обратное однозначное* соответствие  $x \rightarrow y$ , то в этом случае соответствие называют *отображением*.

3. *Декартово произведение*  $X \times Y$  тоже *отображает* множество то-

<sup>4</sup>При этом их отличие мы связывали с преобразованием законов распределения

<sup>5</sup>«Растяжение (сжатие)» отрезка означало бы, что «растягиваются (сжимаются)» точки и/или промежутки между соседними точками, но это невозможно

<sup>6</sup>Мы не можем сказать, что одно бесконечное множество меньше, равно или больше другого бесконечного множества. Однако используя понятие длины отрезка  $l_j = |b_j - a_j|$  (где  $a_j, b_j$  ( $a_j < b_j$ ) – границы отрезка с номером  $j=1,2,\dots$ ) можно «ранжировать» (сравнивать между собой) эти множества. Т.е. подобно сравнению бесконечно малых и бесконечно больших величин в теории действительных функций действительного аргумента [21,136]

*чек* отрезка, определенного на одной оси, на *множество точек* отрезка, заданного на другой оси. Однако, учитывая, что *понятие множества всех отображений из одного множества в другое слишком широкое* и требует «расшифровки»<sup>7</sup> при рассмотрении того или иного вида преобразования, применять понятие *декартова произведения* не будем.

---

<sup>7</sup>В некоторых случаях она может оказаться существенно «длиннее» пояснения сути преобразования

«— Но ведь в природе так не бывает!  
 — Природа тут не причем.  
 Мое уравнение. Что хочу, то и пишу!»  
 Диалог (Физики шутят)

## 1. Преобразование одномерных распределений.

**Функциональная зависимость распределений. О равновероятном и равномерном распределениях**

О преобразовании одномерных распределений в теории вероятностей говорится мало: фактически оно подробно рассматривается (под названием «функция  $Y = U(X)$  случайного аргумента  $X$ ») в работе [13,263] при различных видах формулы преобразования. В некоторых из (как цитируемых, так и просмотренных) работ рассматривается [16,100; 20,44] только «линейная функция  $Y = AX + B$  (где  $A$  и  $B$  — действительные числа) от величины  $X$ ». Почему это так, сказать сложно: можно только «гадать» — толи все понятно и нет вопросов, толи возникает какая-то «закавыка», которая «не поддается объяснению». Вообще-то, нам пришлось «долго и мучительно разбираться» с ошибкой (раздел 1.2, стр.14), допущенной в работе [10]. Она рассмотрена весьма подробно, но основной «упор» делается на сути выполняемых преобразований.

Сначала пример из механики<sup>8</sup>.

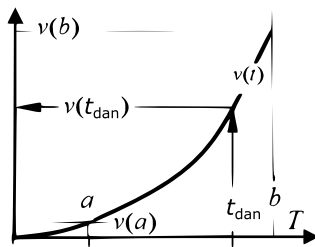


Рис. 1.

**Пример 1.** При действии силы  $F = ct$  (где  $c$  — постоянная, определяющая переход от размерности времени  $t$  к размерности силы  $F$ ) на точку массой  $m$  ее скорость  $v$  равна  $v = t^2 \cdot \{c/(2 \cdot m)\}$  {1}. Таким образом, действительная переменная  $v$  связана однозначной зависимостью  $v = v(t) = v\{F(t)\}$  (рис.1) с действительной переменной  $t$ . Т.е. каждому значению  $t_j$  соответствует значение  $v_j = v(t_j)$ . По другому, функция  $v_j = v(t_j)$  преобразует переменную  $t$  (в масштабе и размерности времени) в переменную  $v$  (в масштабе и размерности скорости). Если переменная  $t$  определена на отрезке  $[a, b]$  оси  $T$  (рис.1), то переменная  $v$  — на отрезке  $[v(a), v(b)]$  оси  $V$ . Как значения  $t$ , так и значения  $v$  равномерно заполняют отрезки. Очевидно, что каждому значению  $v'_{dan}$  будет соответствовать значение  $t'_{dan} = w(v'_{dan})$ , где  $w(v)$  — функция, обратная функции  $v(t)$ .

По-другому и в более общем виде:

На множестве действительных чисел  $X$  определена монотонно

<sup>8</sup>Пример из механики (расширенный вариант — в [10,49]), ибо автор — механик. Во вторых, аналогию между математическим ожиданием и центром тяжести, дисперсией и осевым моментом инерции (замечание [29,4]) следует продолжить: «задействовать полярный и центробежный моменты инерции; связь моментов с преобразованием координат. Об этом при рассмотрении числовых характеристик случайных величин (часть V исследований)

*возрастающая* (в строгом смысле [21,270]) *непрерывная*<sup>9</sup> *действительная* функция  $y = y(x)$ , значения которой принадлежат множеству действительных чисел  $Y$  (т.е. функция отображает (преобразует) множество  $X$  на множество  $Y$  или наоборот – множество  $Y$  на множество  $X$ ).

Если на множестве  $X$  определена *дискретная действительная* функция  $V(x_j)$  ( $j=1,2,\dots,N$ ), то функция  $y=f(x)$  *преобразует* (отображает на множество  $Y$ ) ее в функцию  $W(y_j) = V\{x_j = \phi(y_j)\}$  (где функция  $x=\phi(y)$  обратная к функции  $y=f(x)$ ). Обратно. Если на множестве  $Y$  определена функция  $W(y_j)$ , то функция  $y=f(x)$  *преобразует* (отображает на множество  $X$ ) ее в функцию  $V(x_j) = W\{y_j = f(y_j)\}$ . При *преобразовании дискретной* функции *изменяются только расстояния между значениями функции, но не ее значения*.

Напомним: этот тип *отображения* в теории действительных функций *действительных* переменных в общем случае называется [21,483] *точечным преобразованием* плоскости, а функция  $y=f(x)$  – *формулой преобразования*. Цели преобразования в теории действительных функций и теории вероятностей несколько различаются, но это не имеет значения: – сущность и формулы одинаковы.

**{А.1.1}** *Формула преобразования*  $y = f(x)$  определяет *связь* множества *действительных* чисел  $X$  с множеством *действительных* чисел  $Y$ . Это означает, что появление *конкретного* значения  $x'$  ( $x_H \leq x' \leq x_K$ ) из множества  $X$  однозначно определяет одновременное появление только конкретного значения  $y' = f(x')$  ( $y_H \leq y' \leq y_K$ ) (где  $y_H = f(x_H)$ ,  $y_K = f(x_K)$ ) из множества  $Y$ .

*Формула преобразования*  $y=f(x)$  не *зависит ни от* функции  $V(x)$ , *ни от* функции  $W(y)$ . Все с точностью до «шиворот-навыворот»: функции  $V(x)$  и  $W(y)$  *зависят от* функции  $y=f(x)$ . Таким образом:

**{А.1.2}** *Монотонно возрастающая формула преобразования*  $y=f(x)$  определяет *однозначную функциональную зависимость* функции  $W(y)$  от функции  $V(x)$  и наоборот: функции  $V(x)$  от функции  $W(y)$ . Это означает, что *по значению* функции  $V(x)$  *точно* определяется, *какое значение примет* функция  $W(y)$  и наоборот.

Перейдем к теории вероятностей.

**Пример 1.а. Опыт 1.** Бросание кубика с разными изображениями на гранях. При проведении *опыта*, появляется некоторое *элементарное событие*  $a_j$  ( $j=1,2,\dots,6$ ). Поставим ему в соответствие значения времени  $a_j \rightarrow t_j$  в секундах ( $t_j=1;1.5;2;\dots;3.5$ ). В результате на отрезке  $a=1 \leq t \leq b=3.5$  (рис.1.а) имеем *дискретную случайную*<sup>10</sup> величину  $T$  с *законом* распределения  $P(t_k) = P(a \leq t_j < t_k) = \sum_{j=0}^k p(t_j)$  **{2}** и *вероятностной* функцией  $p(t_j) = P(a_j) = 1/6$  [ $t_0 = 0$ ;  $p(t_0) = 0$ ] **{2\*}**.

Следовательно, *случайная* величина  $T$  имеет *равновероятное* распределение. Значения функций **{2}**-**{2\*}** расположены на *одинаковых* *рассто-*

<sup>9</sup> Полагаем, производная от функции также непрерывна: отличие отмечается в тексте

<sup>10</sup>Замечания к выводам Q.II и Q.III [29,44-45])

яниях, следовательно, значения распределения величины  $T$  равномерно расположены на отрезке  $a \leq t \leq b$ .

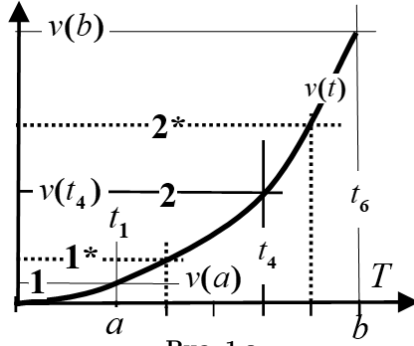


Рис. 1.а

разных расстояниях (на рис.1, расстояния между сплошными и штриховыми горизонтальными линиями 1-1\* и 2-2\* при одинаковых отрезках на оси  $T$ ). Т.е. значения распределения величины  $V$  расположены неравномерно.

**Опыт 2.** Можно рассмотреть вынимание наугад шара из урны, в которой находятся шары с номерами  $j=1,2,\dots,6$  и числами шаров 2,5,10, 25, 28 и 30 соответственно. Закон распределения и вероятностная функция величины  $T$  определяются формулами {2}-{2\*}, а величины  $V$  – формулами {3}-{3\*}. Отличаются только значения вероятностной функции. В этом случае распределения величин  $T$  и  $V$  не равновероятны, однако значения распределения (как и в 1-м случае) величины  $T$  на отрезке  $a \leq t \leq b$  расположены равномерно, а величины  $V$  на отрезке  $v(a) \leq v \leq v(b)$  – неравномерно.

**1.а.** Элементарным событиям  $a_j$  можно поставить в соответствие значения  $a_j \rightarrow v_j = v(t_j)$  скорости  $v$ , вычисленные в заданные моменты времени  $t_j$ . Положим: исходным (для обоих опытов) будет распределение величины  $V$ , определяемые формулами {3}-{3\*}, т.е. с неравномерным расположением значений. Используя функцию {1\*} как формулу преобразования, получим равномерное расположение значений распределения величины  $T$ , определяемые формулами {2}-{2\*}, т.е. исходные распределения, следующие из опытов 1,2.

**1.б.** Однако нет никакого запрета на то, чтобы положить расстояния между значениями  $v_j$  одинаковыми. Тогда (для обоих опытов) исходными будут распределения величины  $V$ , определяемые формулами типа {2}-{2\*}, с равномерным расположением значений. Используя функцию {1\*} как формулу преобразования, получим законы распределения (и вероятностные функции) величины  $T$  с неравномерным расположением значений, определяемые формулами  $P(t_k) = \sum_{j=0}^k p(t_j) = P\{v_k = t_k^2 c / (2m)\}$  и  $p(t_j) = p\{v_j = t_j^2 c / (2m)\}$  соответственно. Расстояния между вероятностями соответствуют значениям, определяемым заданной функцией  $v = v(t)$ .

Таким образом, с применением формулы преобразования<sup>11</sup>  $v(t)$ , закон распределения  $P_T(a \leq t_j < t_{\text{дан}})$  дискретной случайной величины  $T$  преобразуется в закон распределения  $P_V[v(a) \leq v_j < v(t_{\text{дан}})]$  дискретной величины  $V$ . Преобразование определяет функциональную зависимость

<sup>11</sup> К функции случайной величины  $V = U(T) = T^2$  (в теории множеств – это декартов квадрат, замечание 7.1 [29,20]) от величины  $T$  формула преобразования не имеет никакого отношения (и к декартову квадрату тоже)



мость  $v = v(t)$  законов распределения (вероятностных функций) величин  $\mathbf{T}$  и  $\mathbf{V}$ . Она означает (вывод w.17 [29,52]), что элементарные события величин  $\mathbf{T}$  и  $\mathbf{V}$  с метками « $t_j$ » и « $v_j$ » (на интервалах  $a \leq t_j < t_{\text{dan}}$  и  $v(a) \leq v_j < v(t_{\text{dan}})$ ) появляются с одинаковой вероятностью.

Мы повторили этот простой пример (в работе [10,49] он дан в расширенном варианте) для того, чтобы показать: вероятности как равновероятного, так и не равновероятного распределения дискретной случайной величины могут быть расположены на отрезке равномерно или неравномерно. Во-вторых, лишний раз напомнить, что закон распределения (вероятностная функция) – это действительная функция действительной переменной.

Далее будем говорить только о случайных величинах и их законах распределения (вероятностных функциях). Пусть на отрезке  $a \leq x \leq b$  определена непрерывная случайная величина  $\Phi$  с законом  $P_\Phi(a \leq x < x_{\text{dan}})$  и плотностью  $p_\Phi(x)$  распределения соответственно. В общем случае достаточно положить:

**{А.2} Формула преобразования  $y = f(x)$  является непрерывной однозначной функцией, ограниченной на отрезке  $a \leq x \leq b$ .**

С применением формулы преобразования  $y = f(x)$ , закон и плотность распределения непрерывной величины  $\Phi$  преобразуются в закон и плотность распределения величины  $\Psi$  [10,52] по одному из двух вариантов<sup>12</sup>:

$$P_\Psi(y_a \leq y < y_{\text{dan}}) = P_\Phi\{\phi(y_a) \leq \phi(y) < \phi(y_{\text{dan}})\}, \quad (\text{a}) \quad p_\Psi(y) = p_\Phi\{\phi(y)\} \cdot |\phi'(y)|; \quad (\text{b}) \quad (1)$$

$$P_\Psi\{f(a) \leq f(x) < f(x_{\text{dan}})\} = P_\Phi(a \leq x < x_{\text{dan}}), \quad (\text{a}) \quad p_\Psi\{z = f(x)\} = p_\Phi(x) / |f'(x)|; \quad (\text{b}) \quad (2)$$

где  $\phi(y)$  – функция обратная к функции  $f(x)$ ,  $f(a) = y_a \leq y_{\text{dan}} < y_b = f(b)$ , значения  $z$  принадлежат оси  $X$ .

**Замечания 3. 1.** В существующей теории (1-й вариант) дифференцируются равенства [13,264; 16,100]:  $P_\Psi(y) = \int_a^{\phi(y)} p_\Phi(x) dx$ , если  $f(x)$  монотонно возрастает и  $P_\Psi(y) = \int_{\phi(y)}^b p_\Phi(x) dx$ , если  $f(x)$  монотонно убывает. **2.** Мы определяем плотность распределения величины  $\Psi$  определяется дифференцированием равенств: при 1-м варианте – (1.а) по переменной  $y$ ; при 2-м – (2.а) по переменной  $x$ : это соответствует ее определению. **3.** 2-й вариант преобразования введен нами в [10,53] «на автомате»: непрерывность закона распределения и формулы преобразования определяет существование обеих производных. При написании работы [10], мы, хотя и рассматривали различия свойств вариантов, но «прошли мимо» одного, пожалуй, наиболее важного. Если в 1-ом варианте формула преобразования  $y = f(x)$  устанавливает однозначное соответствие только функции плотности  $p_\Psi(y) \rightarrow p_\Phi\{\phi(y)\}$  с функцией  $p_\Phi(x)$ , то 2-й устанавливает как прямое, так и обратное соответствие  $p_\Phi(x) \rightarrow p_\Psi\{f(x')\}$  между функциями плотности

<sup>12</sup>В существующей теории применяется только 1-й вариант (например [8; 13; 16]). В формулах (3.1) для плотности в работе [10,49] допущена описка: плотность должна умножаться на абсолютное значение производной, что и делается в работе при преобразованиях с немонотонной функцией [10,53]

и законами распределения. Т.е. 2-й вариант является отображением (замечание 2.2, стр.4). **4.** Преобразование непрерывного закона распределения приводит не только к изменению расстояния между значениями вероятностей  $P_{\Phi}(x_1)$  и  $P_{\Phi}(x_2)$ , но и к изменению значений функции плотности. **5.** Так как функции  $y=f(x)$  и  $x=\phi(y)$  определяют в системе координат  $XOY$  одну и ту же кривую [21,108-109], то оба варианта определяют один и тот же закон распределения случайной величины  $\Psi$ , но на разных осях координат. Это будет показано при применении немонотонной формулы преобразования (раздел 1.2, стр.14). **6.** Первый вариант удобнее, если функция  $y=f(x)$  разрешается относительно переменной  $x$ : закон и плотность распределения величины  $\Psi$  непосредственно выражаются через переменную  $y$ . Второй – если функция  $y=f(x)$  не разрешается относительно переменной  $x$ . Утверждение остается в силе, если формула преобразования задана в виде неявной функции  $V(y, x) = 0$ . **7.** Из формул (1.а-2.а) следует: преобразование можно рассматривать как суперпозицию функций. Однако напомним: суперпозиция функций определяет функцию на одной числовой оси, т.е. одной переменной. Следовательно; в 1-м варианте имеем суперпозицию функций в правой части равенства (1.а), а во 2-м – в левой части равенства (2.а). Учитывая это, закон распределения, полученный 1-м вариантом, необходимо представлять на оси  $Y$ , а 2-м – на оси  $X$ .

Подчеркнем: из преобразования следует функциональная зависимость  $y=f(x)$  законов распределений случайных величин  $\Phi$  и  $\Psi$ .

### 1.1. Монотонно возрастающая формула преобразования. Равновероятность дискретных и непрерывных величин

Пока не рассмотрено преобразование с немонотонной функцией, полагаем формулу преобразования  $y=f(x)$  непрерывной монотонно возрастающей (в строгом смысле), ограниченной на отрезке  $a \leq x \leq b$ , и рассмотрим только 1-й вариант преобразования.

**Пример 2.** Пусть на отрезке  $t_H \leq t \leq t_K$  задано равновероятное («равномерное» в существующей теории) непрерывное распределение  $P(t) = (t - t_H)/(t_K - t_H)$  {4}: его плотность –  $p(t) = 1/(t_K - t_H)$  {4\*}.

**п.1.** Применяя функцию {1} (рис.1, стр.6), получим (обратная функция и ее производная –  $t = \sqrt{v \cdot \{(2m)/c\}}$ ,  $t' = v^{-1/2} \cdot \sqrt{m/(2c)}$ ):

$$P(v) = v^{1/2} \cdot \sqrt{(2m)/[c(t_K - t_H)^2]} - t_H/(t_K - t_H); \quad \{5\}$$

$$p(v) = v^{-1/2} \sqrt{m/\{2c(t_K - t_H)^2\}}. \quad \{5*\}$$

**п.2.а.** Если на оси  $V$  задано распределение, определяемое формулами {5}-{5\*}, то используя формулу преобразования {1\*}, оно преобразуется в исходный (заданный) закон равновероятного непрерывного распределения. Т.е. обратное преобразование также однозначное.

**п.2.б.** Пусть на отрезке  $v_H \leq v \leq v_K$  задано равновероятное непрерывное распределение:  $p(v) = 1/(v_K - v_H)$ ,  $P(v) = (v - v_H)/(v_K - v_H)$ . Применяя формулу преобразования {1\*} (обратная функция и ее производная равны  $v = t^2 \cdot \{c/(2 \cdot m)\}$ ,  $v' = t \cdot (c/m)$ ), получим:  $p(t) = 2t/(t_K^2 - t_H^2)$ ,  $P(t) = (t^2 - t_H^2)/(t_K^2 - t_H^2)$ . Т.е. плотность и закон распределения, соответствующие формуле преобра-

зования  $v = v(t) = t^2 \cdot \{c/(2 \cdot m)\}$  (формула {1} пример 1), заданной на множестве действительных чисел  $T$ .

Из анализа, данного в примере, следует:

**{A.3}** *Элементарные события любой непрерывной случайной величины равномерно заполняют область ее определения (закона и плотности распределения соответственно).*

В принципе, это утверждение непосредственно следует из замечаний 2 (стр.4).

Применяя разные формулы преобразования, для одного закона распределения случайной величины  $\Phi$  получим множество преобразованных законов распределения, поэтому и было принято относить их к другим случайным величинам. Из анализа следует:

**W.1.** *Преобразование не зависит от того, что преобразуется, действительная функция или закон распределения случайной величины и выполняется абсолютно одинаково (примеры 1, 1.а, стр.6,7).*

**W.2.** *Если задана монотонно возрастающая действительная функция  $y = f(x)$  действительной переменной  $x$  (формула преобразования), то закон распределения  $P_\Phi(a \leq x < x_{dan})$  (в размерности и масштабе переменной  $x$ ) случайной величины  $\Phi$  может быть преобразован в закон распределения  $P_\Psi(y_a \leq y < y_{dan})$  случайной величины  $\Psi$  (в размерности и масштабе переменной  $x$ ).*

**W.3.** *Варианты преобразования равноправны – они устанавливают однозначную связь функций  $P_\Psi(y)$  и  $p_\Psi(y)$  с функциями  $P_\Phi(x)$  и  $p_\Phi(x)$ . Их применение определяется решаемой задачей.*

**W.4.** *Формула преобразования  $y = f(x)$  не связана ни с законами  $P_\Phi(a \leq x < x_{dan})$  и  $P_\Psi(y_a \leq y < y_{dan})$  распределения, ни, тем более, с величинами  $\Phi$  и  $\Psi$ . Следовательно, трактовать формулу преобразования как функцию от случайной величины недопустимо.*

**W.5.** *Преобразование определяет функциональную зависимость законов распределения (вероятностных функций) величин  $\Phi$  и  $\Psi$ . Это означает: появление одного из множества элементарных событий  $a_j$  величины  $\Phi$ , принадлежащих интервалу  $x_1 \leq x < x_2$  (вывод W.17 [29,52]) и одного из множества элементарных событий  $b_k$  величины  $\Psi$ , принадлежащих интервалу  $y(x_1) \leq y < y(x_2)$  имеют одинаковую вероятность.*

**Замечание.** Вычисление вероятностей сложных событий, определяемых величиной  $\Psi$ , не требует знания ее закона распределения. Они легко вычисляются по закону величины  $\Phi$  и функции  $y = v(x)$ . Т.е. построение распределения величины  $\Psi$ , вообще говоря, не обязательно.

Из выводов W.1, W.5 и положения {A.1.2} (стр.7) следует:

W.6. *Отличие функциональной зависимости между 2-мя действительными функциями действительного аргумента и 2-мя законами распределения единственное: в 1-м случае по значению одной функции точно определяется значение другой; во 2-м случае – по значению вероятности события, вычисленной по закону распределения одной величины, определяется точное значение вероятности события, соответствующего другому закону.*

В существующей теории о *преобразовании* не говорится (стр.3, 6), несмотря на то, что оно применяется: соответственно, *функциональная зависимость* трактуется *только как зависимость* между 2-мя *действительными* функциями *действительных* аргументов: подробный разговор об этом будет при рассмотрении видов зависимости случайных величин (часть VI исследований).

{A.4} *Подчеркнем важное: мы говорим о том, что неверна трактовка преобразования, а не о том, что оно выполнено неправильно.*

*Предупреждение.* Однако в последующих исследованиях *неверная трактовка* может привести (и приводит) к *неверным* заключениям.

В 1-ой части работы было отмечено (замечание 2 в приложении II [19,50]), что *правильно* говорить о *равновероятности* элементарных событий опыта, а не об их *равномерности*. Как следует из анализа, данного в примере 1 (опыты 1, 2), для *дискретных* случайных величин *равновероятность* элементарных событий также «стоит на первом месте»:

{A.5} *Закон распределения дискретной величины равновероятен при условии: вероятности 2-х любых событий, состоящих из одинакового числа (в том числе – одного) элементарных, одинаковы. Отсюда следует: вероятностная функция дискретной величины равновероятна, если равны вероятности всех элементарных событий.*

При *неравномерном* расположении *равновероятных* элементарных событий отличаются *вероятностные* функции и *числовые* характеристики *дискретной случайной* величины, тем не менее, *закон* распределения остается *равновероятным*. Применять название «равномерный» – «как-то негоже».

Осталось «разобраться» с *непрерывными случайными* величинами.

*Пример 3. п.1. Бесконечное (несчетное) множество элементарных событий на конечном отрезке является непрерывным (вывод Q.1 [19,50]), следовательно, элементарные события и их вероятности тоже равномерно заполняют отрезок. Преобразование определяет взаимно однозначное соответствие бесконечного множества точек (элементарных событий), равномерно заполняющих отрезок одной длины, с бесконечным множеством точек (элементарных событий), равномерно заполняющих отрезок другой длины.*

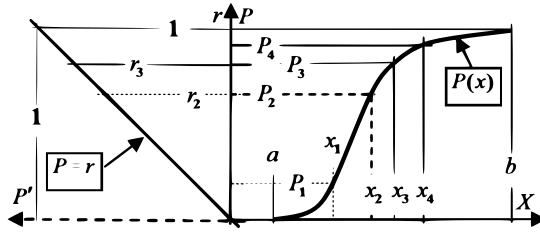


Рис. 2.

При этом элементарные события равновероятны: вероятность каждого равна нулю. Однако ни равномерность расположения точек (элементарных событий) на отрезке, ни равновероятность элементарных событий «ничего не говорят нам» о законе распределения и вероятностной функции. В [19,50] показано: если элементарные события непрерывно заполняют отрезок, то вычисляются вероятности только сложных событий, определенных на отрезках (сколь угодно малых, но конечных) с бесконечным (несчетным) множеством элементарных событий.

п.2. Учитывая условие {А.1}, обратимся непосредственно<sup>13</sup> к закону распределения  $P(x) = P(a \leq x < x_{dan})$  (рис.2) случайной непрерывной величины  $\Phi$ , определенной на бесконечном (несчетном) множестве элементарных событий, принадлежащих точкам отрезка  $0 < a \leq x \leq b$ . Рассмотрим равные отрезки  $[a \leq x_1, x_2 = x_1 + c \leq b]$  и  $[a \leq x_3, x_4 = x_3 + c \leq b]$  ( $c > 0$ ), произвольно расположенные в области определения. Имеем одинаковые события, вероятности которых равны  $P(x_1 \leq x < x_2) = P_2 - P_1$  и  $P(x_3 \leq x < x_4) = P_4 - P_3$ , где  $P_1 = P(a \leq x < x_1)$ ,  $P_2 = P(a \leq x < x_2)$ ,  $P_3 = P(a \leq x < x_3)$  и  $P_4 = P(a \leq x < x_4)$ . Если для любых значений  $x_1 \geq a$ ,  $x_2 \geq a$  и  $c > 0$  выполняется равенство  $P_2 - P_1 = P_4 - P_3$ , то закон распределения будет равновероятным, а плотность распределения – постоянна  $p(x) = const$ . Видимо, можно сказать: значения вероятностей или производной «равномерны», но будет ли это лучше и понятнее того, что сказано в предыдущем предложении? Конечно же, нет.

{А.6} Закон распределения непрерывной случайной величины будет равновероятным при условии, что вероятности 2-х любых событий, которые определяются произвольно расположенными равными отрезками, одинаковы.

Таким образом, правильно говорить о равновероятном законе распределения дискретной или непрерывной случайной величины. Поэтому больше эти термины подчеркивать не будем.

п.3. На оси  $P$  расстояние до произвольного значения вероятности пропорционально значению вероятности  $P_j = P(a \leq x < x_j)$ , а расстояние между двумя любыми значениями вероятностей пропорциональны разности этих значений  $P_k - P_j = P(a \leq x < x_k) - P(a \leq x < x_j)$  ( $x_k > x_j$ ) {6}. Следовательно, вероятности соответствуют 2-му способу представления опыта в виде случайной величины [29,46-47] и лежат на прямой  $P = r$  (рис. 2, система координат  $rOP'$  повернута против часовой стрелки). В [19,50] (вывод Q.1) показано, что в этом случае вероятность события зависит только от длины отрезка, а вероятности двух событий, определенных на равных отрезках имеют равные вероятности. Следовательно, на отрезке  $0 \leq r \leq 1$  имеем равновероятное непрерывное распределение. Отношение (свойства 1-2 [29,46-47])  $\Delta P(r)/\Delta r = 1$  (где  $\Delta P(r) = P(r_{j+1}) - P(r_j)$ ,  $\Delta r = r_{j+1} - r_j$ ) является дискретным аналогом производной. Оно справедливо при любых сколь угодно близких последовательных значениях  $r_j$  и  $r_{j+1}$ : отношение сохраняется и при предельном переходе  $\lim_{\Delta r \rightarrow 0} \Delta P(r)/\Delta r = dP(r)/dx = 1$ , что отвечает равновероятному распределению на оси  $r$ .

<sup>13</sup>Плотность распределения не определяет вероятностей

**п.4. Функция  $P = P(x)$  одновременно является монотонно возрастающей формулой преобразования:** она отображает непрерывное множество элементарных событий на отрезке  $a \leq x \leq b$  в непрерывное множество вероятностей  $P(r)$  на отрезке  $0 \leq r \leq 1$ .

Пусть  $x = \phi(r)$  – функция, обратная функции  $P(x)$ . Тогда применяя 1-й вариант преобразования (формулы (1), стр.9), получим закон распределения  $P(r)$  на ограниченном множестве  $R$  ( $0 \leq r \leq 1$ ) действительных чисел с равномерным распределением вероятностей.

С другой стороны, в п.3 показано, что на основе равенств {1} определяется равновероятное распределение. Это определяет гораздо больший интерес «к обратному ходу» (п.2.b примера 2, стр.10). Пусть на плоскости  $XOY$  задана монотонно возрастающая функция  $y = f(x)$ . Тогда равновероятное непрерывное распределение, заданное на отрезке  $0 \leq r \leq 1$  оси  $Y$ , с применением функции  $x = \phi(y)$ , обратной к функции  $f(x)$ , преобразуется в закон распределения  $P(x) = P(a \leq x < x_{dan})$  на отрезке  $a \leq x \leq b$  оси  $X$ , который соответствует формуле преобразования  $y = f(x)$ .

Таким образом, показано:

**W.7. Законы распределения и вероятностные функции, полученные 1-м и 2-м способами представления опыта** в виде случайной величины, связаны между собой **нелинейным преобразованием**. Вывод следует из замечания 3.2 (стр.9) и выводов W.5- W.6 (стр.11).

**W.8. На основе равновероятного непрерывного распределения, определенного на отрезке  $0 \leq r \leq 1$  числовой оси  $Y$ , применяя преобразование, можно получить любой закон распределения на произвольном отрезке  $a \leq x \leq b$  оси  $X$ .** Именно это и утверждалось (только голословно) в работе [19,50].

При рассмотрении *представления одномерных опытов* в виде *одномерных* случайных величин мы положили (положение {A.15} [29,48]), что независимо от способа построения, *основными* являются *вероятностные функции и законы распределения случайных величин, определенные на множествах действительных чисел, ограниченных отрезками  $0 \leq r \leq 1$* . Из проведенного анализа, выводов W.6 и W.7 следует:

**W.9. Основными являются вероятностная функции и закон распределения (как дискретной, так и непрерывной) случайной величины, которые получены 1-м способом представления видов испытания** (элементарным событиям соответствуют точки равномерно расположенные на отрезке [29,46]) **в виде случайных величин и определенные на множествах действительных чисел  $R$  или  $X$ , ограниченных отрезками  $0 \leq r \leq 1$  или  $x_H \leq x \leq x_K$ .** На этих отрезках **законы распределения связаны между собой линейным преобразованием.**

## 1.2. Немонотонная формула преобразования

Сначала о «ляпсусе», допущенном в работе [10,49] при рассмотрении преобразования законов распределения. Дело в том, что хотя мы говорили о преобразовании законов распределения, но использовали *только преобразование плотностей*. При этом даже не попытались посмотреть,

а какой «закон» получается при *немонотонной формуле преобразования*. Восполним этот пробел, исходя из *первого варианта преобразования*.

**Примеры 4. п.1.** На рис.3 даны условные изображения: 1. Закона распределения  $P_{\Phi}(x) = P_{\Phi}(a \leq x < x_{\text{дан}}) = \int_a^{x_{\text{дан}}} p_{\Phi}(x) dx$  случайной величины  $\Phi$  (утолщенная сплошная кривая) с *симметричной функцией плотности*  $p_{\Phi}(x)$  ( $a \leq x < b$ ) (максимум  $p_{\max} = p_{\Phi}(x_1)$  в точке  $x_1$ ). 2. *Симметричной (немонотонной) формулы преобразования*  $y = f(x)$  (максимум  $y_{\max} = f(x_2)$  в точке  $x_2$ , тонкая сплошная кривая). На рис.3.А максимумы функций совпадают, а на рис.3.В функция  $p_{\Phi}(x)$  смещена влево, так что  $a = 0$ .

Если два значения функции  $p_{\Phi}(x)$  имеют равные проекции на ось  $Y$ , то при преобразовании эти значения суммируются<sup>14</sup>.

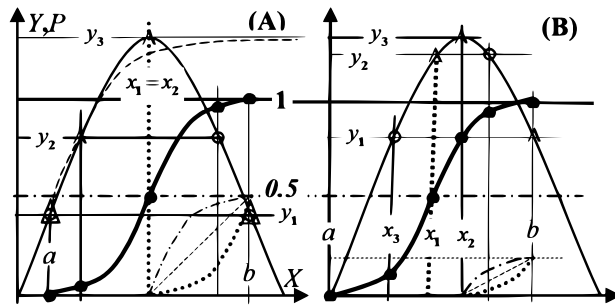


Рис. 3.

*Преобразованная функция плотности*  $p_{\Psi}(y)$  при значениях  $x_2$  (так как производная  $x' = \phi'(y)$  при приближении к максимуму  $y_{\max} = f(x_2)$  стремится к бесконечности) имеет ветвь, уходящую на бесконечность. Более подробно об этом – в работе [13]. На рис.3.А дано условное изображение *преобразованной функции плотности*  $p_{\Psi}(y)$  (штриховая кривая), заимствованное из работы [13,269]. Кстати, это единственная работа, в кото-

рой применяется геометрическое представление при преобразованиях<sup>15</sup>, несмотря на другое название. В работе [10,53] было сделано некоторое исключение, но это не дало даже малейшего повода для сомнений в правиле. Одно маленькое замечание к изображению *плотности*  $p_{\Psi}(y)$  на рис.3.А: оно, чтобы «не занимало место», соответствует левосторонней системе координат (ось  $P$  в направлении оси  $X$ ). Для приведения к правосторонней системе ее следует направить влево и зеркально отобразить изображение относительно оси  $Y$ . О тонких штрихпунктирных и пунктирных кривых на рис.3, поговорим в замечании 4 после рассмотрения примеров.

Однако наша *основная цель* – *преобразование закона*, а не *плотности распределения*. Отметим: если *закон распределения сместить* так, что  $b \leq x_2$  или  $a \geq x_2$ , то будем «иметь дело» с *монотонно возрастающей* или *убывающей* (левая и правая ветвь кривой  $y = f(x)$  относительно максимума) *формулой преобразования* соответственно.

На кривых  $P_{\Phi}(x)$  отмечены точки с вероятностями 0, 0.5, и 1. На рис.3.А они дополнены точкой между координатами  $a$  и  $x_1$ , а на рис.3.В – точкой пересечения кривой  $P_{\Phi}(x)$  и прямой  $y = x_2$ . Этого вполне достаточно для нашего анализа. Построение одинаково: через точку на кривой  $P_{\Phi}(x)$  и ее координатой на оси  $X$  проводится вертикальная прямая линия до пересечения с кривой  $y = f(x)$  (отмечена треугольником). Через точки пересечения проводятся горизонтальные прямые  $x = y_1$ ,  $x = y_2$  и  $x = y_3$  линии до пересечения с противоположной ветвью кривой  $y = f(x)$  (обозначены окружностями). Затем через эти точки проводятся вертикальные линии и определяются точки пересечения с кривой  $P_{\Phi}(x)$  и их координаты. На рис.3.А точки с координатами  $x = a$  и  $x = b$

<sup>14</sup> В соответствии с правилом суммы действительных функций (приложение I [29,95]). Как это осуществляется в принятой теории – в замечаниях 4 стр.16

<sup>15</sup> Рассуждения и рисунки, приведенные в этой работе, показались нам убедительными, но это впечатление оказалось ошибочным

одновременно являются «начальными и конечными» в этом построении, поэтому они обозначены окружностью в треугольнике.

При равенстве проекций на ось  $Y$  двух значений функции  $P_{\Phi}(x)$  эти значения суммируются (приложение I [29,95]). И что же «мы имеем» в результате суммирования? На рис.3.А получаем *монотонно убывающий* закон распределения случайной величины  $\Psi$ , который изменяется от единицы (на линии  $x = y_1$ ) до значения вероятности 0.5 (на линии  $x = y_3$ ). Это *противоречит* плотности распределения (производной), которая на том же отрезке является *монотонно возрастающей* функцией. Да и значение вероятности 0.5 не «вызывает доверия». Но это «только цветочки, ягодки» – на рис.3.В.

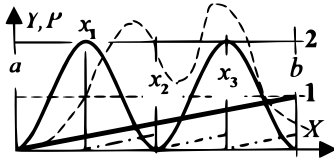


Рис. 4.

До линии  $x = y_1$  он «ведет себя, как положено»: – *возрастает* от нуля до некоторого значения  $P_{\Phi}(x_3)$  в соответствии с *возрастанием* производной (при значении  $x_2$  плотность, как и в 1-ом случае, имеет ветвь, уходящую на бесконечность). Однако «благородное поведение» закона распределения на этом заканчивается: при переходе через линию  $x = y_1$  он изменяется скачком (имеет точку разрыва) – от значения  $P_{\Phi}(x_3)$  до значения  $P_{\Phi}(b) + P_{\Phi}(x_3) > 1$

большого единицы (этого принципиально быть не может). Затем *монотонно убывает* до некоторого значения  $P_{\Phi}(x_2)$  в точке  $x_2$  максимума функции  $y=f(x)$ . Таким образом, поведение закона распределения абсолютно не соответствует его производной.

**п.2.** А что будет, если экстремум не один, а несколько? Как на рис.4, на котором утолщенная сплошная кривая определяется функцией  $y = 1 - \cos(x) (0 \leq x \leq 4\pi)$  и имеет два максимума и три минимума. При равновероятном законе (утолщенная сплошная прямая) распределения  $P_{\Phi}(x) = x/(4\pi)$  легко определяются значения вероятностей закона распределения  $P_{\Psi}(y)$  в 3-х точках:  $P_{\Psi}(y=0) = 1.5$ ,  $P_{\Psi}(y=1) = 1.875$  и  $P_{\Psi}(y=2) = 1$ . При этом значение в точке  $y=1$  не является максимальным для функции  $P_{\Psi}(y)$ : ее максимум будет на интервале  $1 < y < 2$ . А если функция  $y=f(x)$  будет определяться несимметричной тонкой штриховой кривой, изображенной на рис.4? Мы на этом не останавливаемся: ответ, по крайней мере, в качественном отношении, легко получить из тех же рассуждений.

«Веселенькие законы» получаются при *немонотонной формуле преобразования* - что тут еще скажешь. Можно, конечно возразить, что наши рассуждения в примерах 4 неверны, ибо в конкретном примере [13,268], формулы дают 1. По этому поводу отметим следующее.

**Замечания 4.** 1. Можно показать, что в и общем случае формулы, приводимые в некоторых работах (в частности – в [13,267-268]), дают 1. По сути, при немонотонной функции  $y = f(x) (a \leq x \leq b)$  закон  $P_{\Phi}(x)$  представляется на двух (рис.3) и более (в примере 4.2 – на 4-х) интервалах:  $P_{\Phi}^{(1)}(x) = \int_a^x p_{\Phi}(x)dx (a \leq x < x_2)$  {7} и  $P_{\Phi}^{(2)}(x) = \int_{x_2}^x p_{\Phi}(x)dx (x_2 \leq x < b)$  {7\*}. Закон распределения величины  $\Psi$  определяется равенствами  $P_{\Psi}^{(k)}(y) = P_{\Phi}^{(k)}\{x = \phi(y)\} (k=1,2)$  {8}. Очевидно, что при значениях  $x = x_2$  и  $x = b$  (рис.3.А) интегралы в формулах {7}-{7\*} равны  $P_{\Phi}^{(1)}(x_2) = 1 - P_{\Phi}^{(2)}(b)$  (следовательно, и значения функций {8}), а их сумма – 1. Применяя этот подход, легко показать, что *этот же результат* получится как в примере 4.2, так и в *общем случае немонотонной формулы преобразования и произвольном законе распределения*.

2. Что имеем при таком представлении? Функция {7} возрастает от нуля до значения  $P_{\Phi}^{(1)}(x_2)$ , а функция {7\*} – от нуля до значения  $1 - P_{\Phi}^{(2)}(x_2)$  (рис.3. тон-



кие штрихпунктирные кривые, рис.4 – штрихпунктирные прямые<sup>16</sup>, т.е. в точке  $x = x_2$  закон убывает скачком от значения  $P_{\Phi}^{(1)}(x_2)$  до нуля. Соответственно, в примере 4.2 закон убывает скачком от значения  $P = 0.25$  до нуля в 3-х точках  $x = x_1, x_2, x_3$ . Очевидно, что это противоречит пониманию закона как монотонно возрастающей функции. Какие значения функций суммируются, легко определяется по пунктирным кривым<sup>17</sup> (рис.3), которые переносятся (в соответствии с подходом, приведенным в [13,268]) в начало координат. Из рисунка 3.В следует: в общем случае немонотонной формулы преобразования подобные скачки будет иметь и преобразованный закон распределения.

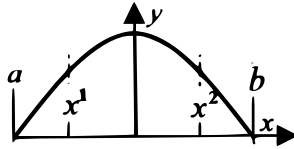


Рис. 5.

**3.** Теперь рассмотрим пример<sup>18</sup>, который приведен в работе [13,268]. С применением функции  $y = \cos x$  (рис.5), заданной на отрезке  $a = -\pi/2 \leq x \leq \pi/2 = b$ , преобразуется равновероятный закон  $P_{\Phi}(x)$  распределения с плотностью  $p_{\Phi}(x) = 1/\pi$ .

В соответствии с подходом, который дан в работе, записаны законы распределения для возрастающей и убывающей ветвей функции  $y = \cos x$  соответственно:  $P_{\Psi}(y_1) = \int_a^{x^1} p_{\Phi}(x)dx$  и  $P_{\Psi}(y_2) = \int_{x^2}^b p_{\Phi}(x)dx$ , где  $a \leq x^1 = -\arccos y < 0$ ,  $0 \leq x^2 = \arccos y < b$  и  $0 \leq y_1, y_2 < 1$ . С применением равенства  $p_{\Psi}(y) = P'_{\Psi}(y)$ , вычисляется плотность распределения, которая одинакова для обеих ветвей функции  $y = \cos x$ :  $p_{\Psi}(y_1) = p_{\Psi}(y_2) = 1/\{\pi(1-y^2)^{1/2}\}$ . Затем законы и плотности распределения обеих ветвей суммируются (в [13] сразу записывается их сумма). Обратим внимание на следующее. Функция  $P_{\Psi}(y_1)$  монотонно возрастает от нуля до значения 0.5, а функция  $P_{\Psi}(y_2)$  монотонно убывает от значения 0.5 до нуля (замечание к формулам (1-2), стр.9). Их сумма дает закон распределения, изменяющийся на интервале  $0 \leq y < 1$  от нуля до единицы.

Все «было бы прекрасно, если бы не одна нестыковочка»: плотность распределения  $p_{\Psi}(y_2) = 1/\{\pi(1-y^2)^{1/2}\}$  является *положительной* функцией, следовательно, *функция  $P_{\Psi}(y_2)$ , производная от которой и есть плотность, может быть только возрастающей функцией.*

Т.е., должны *суммироваться две возрастающие функции.* Что получится, если в *сумме  $P_{\Psi}(y_1) + P_{\Psi}(y_2)$*  использовать функцию  $P_{\Psi}(y_2)$ , *возрастающую* от значения 0.5 до единицы, очевидно. Таким образом, мы «неизбежно» приходим к результату, полученному в примере 4 (стр.15).

Таким образом, из анализа, данного в замечании, следует:

**W.10.** При существующей трактовке *1-го варианта преобразования с немонотонной функцией  $y=f(x)$*  моделируется некоторый *разрывный закон распределения, не имеющий отношения к реальному заданному закону и противоречащий принятому пониманию закона распределения.*

Фактически, при принятой трактовке, *преобразование моделирует равенство сумм вероятностей  $P_{\Phi}^{(1)}(x_2) + P_{\Phi}^{(2)}(b)$  единице на интервалах  $a \leq x < x_2$  и  $x_2 \leq x < b$*  (рис.3, стр.15), однако *цель преобразования* другая:

<sup>16</sup>В примере 4.2 на каждом отрезке функция  $P_{\Phi}^{(k)}(x)$  ( $k=1,2,3,4$ ) изменяется от нуля до значения  $P = 0.25$

<sup>17</sup>Вообще говоря, кривые отличаются от тех, которые изображены на рисунке: об этом в примере 5 (стр.18)

<sup>18</sup>Применяются обозначения, принятые в настоящей работе. Рис.5 практически повторяет рис.12.3.2 в [13]: нет только прямой АВ. Сравните его с примером 4.2

{А.7} При преобразовании должен моделироваться непрерывный закон распределения, а не равенство единице суммы  $P_{\Phi}^{(1)}(x_2) + P_{\Phi}^{(2)}(b)$  значений функции  $P_{\Phi}(x)$  на участках. Для его моделирования следует представить функцию  $P_{\Phi}(x)$  на интервале  $x_2 \leq x < b$  в виде  $P_{\Phi}^{(2)}(x) = P_{\Phi}^{(1)}(x_2) + \int_{x_2}^x p_{\Phi}(x) dx$ . Эта функция является непрерывным продолжением функции  $P_{\Phi}^{(1)}(x)$  и не суммируется с ней.

Примеры 4 правильно отражают моделирование непрерывного закона  $P_{\Phi}(x)$  распределения при принятой трактовке 1-го варианта преобразования (что очевидно из рисунков) и показывают, что реально получается в результате преобразования.

Напомним: преобразование одномерных распределений (под названием «функция  $Y=U(X)$  случайного аргумента  $X$ ») дан только в работе<sup>19</sup> [13,263] (при различных видах формулы преобразования). Следуя работе [13], рассмотрим первый вариант отдельно при монотонно возрастающей и убывающей формуле преобразования.

**Пример 5.** Пусть на отрезке  $0 \leq x \leq b$  определен закон  $P_{\Phi}(x) = P_{\Phi}(0 \leq x < x_{дан})$  распределения величины  $\Phi$  с несимметричной функцией плотности  $p_{\Phi}(x)$  (рис.6, сплошные утолщенная и тонкая кривые соответственно). Рассмотрим простейший случай – линейные функции  $y = x$  (рис.6, штриховая прямая) и  $y = -x + b$  (штрихпунктирная прямая).

**П.1.** Если  $y = x$ , то преобразование приводит к повороту исходной кривой  $P_{\Phi}(x)$  вокруг начала координат на угол  $\pi/2$  влево: точка  $(0,0)$  остается на месте, точка  $(b,0)$  перемещается в точку  $(0,b)$ , а точка  $(b,1)$  – в точку  $(-1,b)$ .

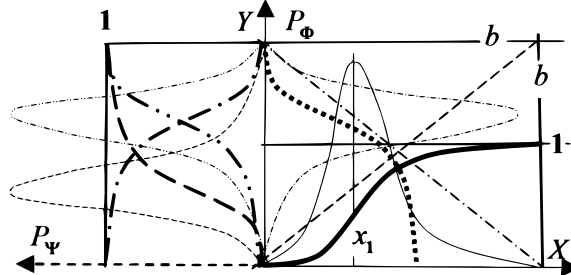


Рис. 6.

В результате получим на отрезке  $0 \leq y \leq b$  оси  $Y$  закон распределения величины  $\Psi$  (утолщенная штриховая кривая), равный исходному закону  $P_{\Psi}(y) = P_{\Phi}(x)$ . Чтобы закон  $P_{\Psi}(y)$  был определен в правой-сторонней системе координат  $Y0P_{\Psi}$ , ось  $P_{\Psi}$  следует направить противоположно оси  $X$  (штриховая стрелка).

Ему соответствует плотность  $p_{\Psi}(y) = p_{\Phi}(x)$  (как производная от функции  $P_{\Psi}(y)$ : обозначена тонкой штриховой кривой).

**П.2.** Положим  $y = -x + b$ . Тогда преобразование приводит к смещению исходной кривой  $P_{\Phi}(x)$  параллельно оси  $Y$  в точку  $(x = 0, y = b)$  и повороту вокруг этой точки на угол  $\pi/2$  вправо: точка  $(0,0)$  перемещается в точку  $(0,b)$ , точка  $(b,0)$  перемещается в точку  $(0,0)$ , а точка  $(b,1)$  – в точку  $(-1,0)$ .

В результате на отрезке  $0 \leq y \leq b$  оси  $Y$  получим закон  $P_{\Psi_1}(y)$  распределения величины  $\Psi_1$ , отличающийся от исходного закона. Во-первых. Он находится в отрицательной области значений (пунктирная кривая) оси  $P_{\Psi}$ : если по

<sup>19</sup> В этой работе, в отличие от многих других, геометрическое представление применяется часто. Работа в большей степени опирается на классическое определение вероятности, проста, понятна и наглядна. По нашему мнению, это лучший учебник для начинающих изучать теорию вероятностей

сути, то он расположен в левосторонней системе  $YOP'_\Psi$  координат (направление оси  $P'_\Psi$  и оси  $X$  совпадают). Переход к правосторонней системе обеспечивает положительность функции  $P_{\Psi_1}(y)$  (утолщенная штрихпунктирная кривая). Во-вторых. Закон распределения величины  $\Psi_1$  монотонно убывает от значения  $P_{\Psi_1}(y=0) = 1$  до значения  $P_{\Psi_1}(y=b) = 0$ . Оба отмеченных момента связаны с тем, что закон распределения  $P_{\Psi_1}(y) = P(b \leq y < y_{dan})$  определяется интегрированием плотности  $p_\Phi(x)$  в обратном направлении<sup>20</sup> и следуют из свойства интеграла по направленному отрезку [24,108]. Соответственно, плотность (как производная от функции  $P_{\Psi_1}(y)$ ) является отрицательной функцией (тонкая штрихпунктирная кривая), но именно она правильно отражает поведение монотонно убывающего закона распределения. Используя равенство  $P_{\Psi_2}(y) = 1 - P_{\Psi_1}(y)$ , получаем возрастающий закон с положительной плотностью (утолщенная и тонкая штриховые кривые с двойным пунктиром соответственно). Из рисунка видно, что закон и плотность  $p_{\Psi_2}(y)$  отличаются от исходного закона (и плотности) распределения.

**п.3.** Можно провести подобный анализ при произвольной монотонно возрастающей  $y=f(x)(a \leq x \leq b)$  или убывающей  $f_1(x) = -f(x) + f(a) + f(b)$  функции. Конечно же, как-то изменятся преобразованные законы и плотности распределения, но это не оказывает никакого влияния на суть преобразования: – результаты преобразования будут подобны тем, которые отмечены в п.п.1-2.

В работе [13] преобразования с видами монотонных функций рассматриваются достаточно подробно: мы обратили внимание на некоторые нюансы преобразования, которых нет в работе. Вообще говоря, проведенный анализ – это первая попытка дать геометрическую интерпретацию преобразования при возрастающей (п.1) и убывающей (п.2) функции и на этой основе построить правильное преобразование с немонотонной функцией  $y = f(x)$ , а затем пояснить, почему при немонотонной функции, выражение для плотности следует записывать для каждой из ветвей отдельно (примечание 3 [10.53]). Осталось выяснить: каков результат, полученный на основе исследования, выполненного в примере 5?

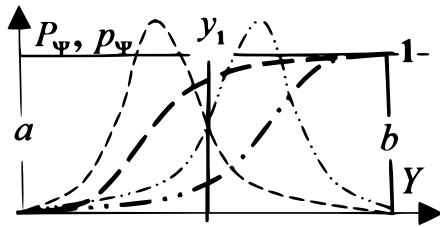


Рис. 7.

шей формуле преобразования закон и плотность распределения отличались от того, что получено в существующей теории, поэтому желание посмотреть, что дает преобра-

**Пример 6.** Применив формулу  $P_{\Psi_2}(y) = 1 - P_{\Psi_1}(y)$  (п.2 примера 5.), мы получили возрастающий закон распределения (рис.6-7 стр.18-19, утолщенная штриховая кривая с двойным пунктиром). Не геометрия, но эффект подобен тому, который дает абсолютное значение производной в формулах (1-2, стр.9). На «первый взгляд» (как показывает опыт – и «последующие взгляды» тоже) – все сделано правильно. Однако. При убываю-

<sup>20</sup> В работе [13] этот момент не учитывается, что приводит к противоречию, отмеченному в замечаниях к формулам (1-2) и замечании 4.3 (стр.9, 16). Однако, если закон распределения определять по положительной плотности  $p_\Psi(y) = p_\Phi\{\phi(y)\} \cdot |\phi'(y)|$ , то при монотонно убывающей функции  $y=f(x)$  получим для него правильное выражение: с точностью до его местоположения, о чем пойдет разговор в примере 8 (стр.23)

зование с немонотонной формулой преобразования было вполне естественным. Мы не приводим анализа, а только скажем: «чехарда похлеще», чем в примерах 4, но именно эта «чехарда» и привела к проверке существующего подхода (т.е. появлению примеров 4). Отметим только некоторые исходные моменты: возможно, они позволят Читателю лучше понять только что сказанное (по крайней мере, мы думаем, что это так).

1. В качестве немонотонной формулы преобразования рассмотрена ломаная линия, образованная прямыми  $y = x$  и  $y = -x + b$ , точка пересечения которых лежит на линии  $y_1 = x_1 = b/2$ . Т.е. применена формула преобразования, производная от которой имеет разрыв 1-го рода<sup>21</sup> (скачок). 2. Для наглядности на рис.7 даны изображения преобразованных функций  $P_\Psi(y)$ ,  $p_\Psi(y)$  и  $P_{\Psi_1}(y)$ ,  $p_{\Psi_1}(y)$ , использованные при анализе и полученные в п.1 и п.2: обозначения кривых соответствуют рис.5. 3. Суммируются значения функций  $P_\Psi(y)$ ,  $p_\Psi(y)$ , лежащих слева от значения  $y_1$  и значения функций  $P_{\Psi_1}(y)$ ,  $p_{\Psi_1}(y)$ , лежащих справа от значения  $y_1$ .

Мы искренне надеялись получить правильное решение, но получили то, что совсем не ожидалось: в общем-то, «красиво вляпались» или, говоря словами известного политика: «Хотели как лучше, а получилось как всегда».

Несмотря на, казалось бы, «полное фиаско» идеи, интуиция<sup>22</sup> «подсказывала»: *функции закона и плотности распределения, полученные по 1-му варианту, должны быть аналогичны (с точностью до линейного преобразования) функциям, полученным по 2-му варианту преобразования.*

Выше шел разговор только о 1-м варианте преобразования, однако и со 2-м вариантом тоже не все гладко, что связано со следующим:

**{A.8}** Анализ преобразования законов распределения проводился на основе геометрических построений, а они не зависят от конкретного варианта преобразования законов распределения.

Учитывая положение {A.8}, анализ, данный в примерах 4 (стр.15), 5 (стр.18), 6 (стр.19) и замечаниях 4 (стр.16), справедлив и для 2-го варианта преобразования. Рассмотрим отличие плотностей распределения, полученных по 1-му (в его существующей трактовке) и 2-му варианту преобразования, которое следует из анализа, данного в работе [10,53].

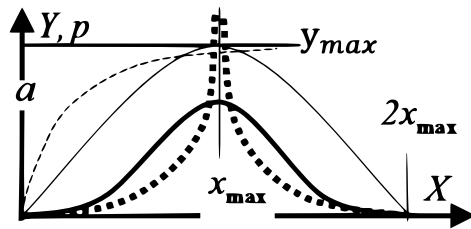


Рис. 8.

Различие плотностей по 2-м вариантам очевидно из рисунка: о законе распределения, следующего из преобразования, уже все сказано (примеры 4 стр.15).

**Пример 7.** На рис.8 (он почти повторяет рис.8 в [10,53]) даны условные изображения. Симметричной функции плотности (сплошная утолщенная кривая) и формулы преобразования (сплошная тонкая кривая)  $y = f(x)$ ,  $y_{\max} = f(x_{\max})$ . Преобразованных функций плотности, полученных с применением: 1-го варианта в соответствии с принятой теорией (тонкая штриховая кривая); 2-го варианта преобразования (утолщенные пунктирные кривые).

<sup>21</sup> В этом примере также не используется понятие абсолютно непрерывной функции

<sup>22</sup> Вообще-то, это была убежденность, основанная на том, что оба варианта определяют один и тот же закон распределения  $P_\Psi(y)$  на отрезке  $f(a) \leq y < f(b)$  (замечание 3.2, стр.9) и результатах, полученных по 2-му варианту

**{А.9}** Основное отличие 2-го варианта от существующей трактовки 1-го: формула преобразования определяет взаимное однозначное соответствие исходной и преобразованной функций плотности (и законов) распределения.

Утверждение, в принципе, правильное, но оно основано только на исследовании функции плотности и представлении преобразованного распределения на оси  $X$ . Преобразование закона распределения не рассматривалось<sup>23</sup>. Отсюда естественно следует: переход от представления распределения на оси  $X$  к его представлению на оси  $Y$ , тоже требует пояснений.

Т.е. мы должны показать, как осуществляется данный переход. Если ошибки, связанные с переходом к непрерывному распределению и понятием «равномерного» непрерывного распределения можно было «свалить на въевшиеся стереотипы» [19.52], то «ляпсус» с немонотонной формулой преобразования – «недосмотр», который трудно объяснить: кто его знает почему, но он был «прохлопан».

**Замечания 5.** 1. В работе [13.267] рисунки и формулы (построенные для немонотонной формулы преобразования) указывали на то, что на возрастающей и убывающей ветви (рис.4) формулы преобразования значения вероятностей закона распределения, суммируются. Достаточно было проверить, какой реально получается закон распределения (что выполнено в примере 4, стр.14). Однако, по этому поводу «никакая мысль даже не шевельнулась» при написании работы [10]. 2. Никакой «реакции» не вызвало несоответствие плотностей, полученных по 1-му и 2-му вариантам преобразования (рис.8 [10,53]: к этому рисунку и результату, следующему из представления плотности на оси  $X$ , мы обратимся попозже) с применением немонотонной формулы преобразования, а соответствие должно «было бы быть». Но «прошли мимо, даже не заметив» и не попытавшись пояснить, как получить распределение на оси  $Y$ .

3. Далее было отмечено, что (примечание 3 [10.53]): «При немонотонной функции  $y = v(x)$ , выражение для плотности распределения лучше записывать отдельно для каждой из ветвей возрастания и убывания функции  $y = v(x)$ », но, к сожалению, только потому, что «... невозможно обратное преобразование ...» и «... является важным при решении определенного круга задач». 4. По сути, эта «оговорка» была сделана на основе результата применения 2-го варианта преобразования и только для того, чтобы показать возможность правильного построения точных распределений выборочной дисперсии и моментов более высокого порядка, определяемых по  $N$  испытаниям, при известном (произвольном) законе распределения случайной величины  $X$  (п.4.6.2 [10.82]). Однако о том, что следует дать пояснение тоже «не подумалось» 5. Не говоря уж о том, чтобы подумать, а что означает абсолютное значение производной  $|\phi'(y)|$ ?

По большому счету, все было готово к тому, чтобы преобразование выполнить так, как «ему положено быть». Можно сказать, что «интуиция не подвела»: решение было найдено, и существенно проще, чем казалось после анализа, данного в примере 4 (стр.15): только времени на это

<sup>23</sup>Подразумевалось, что он определяется интегрированием функции плотности

«ушло немало». Как «засияла мысль» о *зеркальной симметрии* сказать сложно<sup>24</sup>.

**Замечание 6.** Зеркальная симметрия применяется в существующей теории. Знак плотности определяется знаком производной  $\phi'(y)$ . Абсолютное значение  $|\phi'(y)|$  производной в формулах (1.б-2. б, стр.9) приводит к зеркальному отображению плотности  $p_{\Psi_1}(y)$  в область *положительных* значений. При этом, вообще говоря, решается и 2-я задача: закон распределения становится *монотонно возрастающей* функцией.

Обратить внимание на самую простую «вещь» – в «зеркале отражается» не *плотность*, а *производная*  $f'(x)$  от функции  $f(x)$  – оказалось не менее сложным. Но как «только это случилось, тут же последовало»:

**Замечания 7.** 1. При *зеркальной симметрии* необходимо определить «место», в котором находится «зеркало, отражающее» плоскую кривую (расстояния от точек кривой до прямой линии, через которую проходит плоскость, перпендикулярная плоскости кривой) и где находится «отраженная» кривая. 2. В геометрии не существует ни функций, ни обратных функций, ни, тем более, их производных: это «территория» алгебры (теории действительных функций действительного аргумента). Следовательно, производная «геометрических задач не решает». 3. В геометрии отображаются прямые и кривые линии, их отрезки, фигуры и т.п. 4. Связь между геометрией и алгеброй определяется схемой Ферми-Декарта (пример 3 [29,21]).

Из замечаний следует:

{А.10} Абсолютное значение производной  $|f'(x)|$  определяет *зеркальное отображение* кривой, которая *определяется убывающей* функцией  $y = f(x)$ . Только в этом случае абсолютное значение изменяет знак производной от функции.

Была также просмотрена работа<sup>25</sup> [21,102-114], ибо сразу вспомнилось, что в ней *подробно рассмотрены* (с применением геометрического представления и связи между алгеброй и геометрией) *элементарные функции*, а также *даны подробные* пояснения к понятию *обратной функции*.

Обратим также внимание на некоторые свойства *однозначной немонотонной* функции, очевидные из геометрии, но часто «упускаемые из виду» при алгебраической записи.

**Замечания 8.** 1. *Немонотонная* функция  $y = f(x)$  (рис.9, утолщенная кривая) имеет один или несколько *экстремумов: возрастающая ветвь за-*

<sup>24</sup>Вроде бы симметрия применялась и часто, но «знание о ее простейшем виде сидело где-то слишком глубоко». Упоминание в примере 4 (стр.15) – результат замены «мутноватого» пояснения, данного до появления «догадки»

<sup>25</sup>По нашему мнению – это лучший учебник по математическому анализу

канчивается в точке максимума  $y_1 = f(x_1)$  функции, в которой начинается убывающая ветвь, продолжающаяся до точки минимума  $y_2 = f(x_2)$ , после которой функция снова становится возрастающей до следующего максимума  $y_3 = f(x_3)$  и т.д. Т.е. возрастающие и убывающие ветви кривой расположены на прилегающих отрезках  $x_{j-1} \leq x \leq x_j$  и  $x_j \leq x \leq x_{j+1}$  (где  $j=1,2,\dots,N-1$ ;  $x_0 = a$ ,  $x_N = b$ ,  $N$  – число ветвей) оси  $X$ .

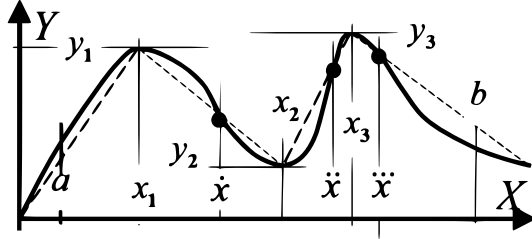


Рис. 9.

минимумом (или минимумом и максимумом) имеет, по крайней мере, одну точку перегиба (непрерывность производной в точках экстремумов определяет возможность появления других точек перегиба только парами): начальная или конечная ветвь могут их и не иметь (рис.9, точкам перегиба соответствуют координаты  $x = \dot{x}, \ddot{x}, \ddot{x}$ ).

Теперь, следуя работе [21], т.е. совмещая геометрическое построение и алгебру, будем исправлять «прохлопанный недосмотр».

Последующий анализ преобразования законов распределения будем проводить с учетом замечаний 7-8 (стр.22, 23) и положений {А.8} (стр.20), {А.10} (стр.22), не обращаясь к конкретному варианту. Сначала рассмотрим преобразование с монотонно возрастающей и убывающей формулой преобразования отдельно.

**Пример 8.** Рассмотрим линейную возрастающую функцию  $y = c_0^{(1)}x$  ( $c_0^{(1)} > 0$ ) и определим закон распределения  $P_\Phi(x)$  на отрезке  $0 = a \leq x \leq b$  (рис.10, ( $c_0^{(1)} < 1$ ) сплошная утолщенная кривая). Положив  $c_0^{(2)} = 1$ , получим пример 5 (стр.18).

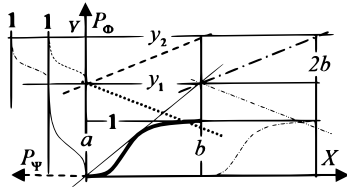


Рис. 10.

П.1. На декартовой плоскости функция определяет прямую линию, которая проходит через точки  $(0, 0)$  и  $(b, y_1)$  (тонкая сплошная прямая). Ее зеркальным отображением относительно оси  $X$  (или оси  $Y$ , что дает тот же результат) является прямая линия, проходящая через точки  $(0, 0)$  и  $(-b, y_1)$  (на рисунке она не изображена). Алгебраически – это убывающая функция  $y = -c_0^{(1)}x$ , соответствующая функции  $y = c_0^{(1)}x$ . Очевидно, что зеркальное отображение функции  $y = -c_0^{(1)}x$  относительно оси  $X$  (или оси  $Y$ ) есть функция  $y = c_0^{(1)}x$ .

Преобразование с функцией  $y = c_0x$  определяет на отрезке  $(0 \leq y \leq y_1 =$

$c_0^{(1)}b$ ) закон распределения  $P_\Psi(y)$  (тонкая сплошная кривая) случайной величины  $\Psi$  в правосторонней системе координат  $YOP_\Psi$  (п.1 примера 5, стр.18). Абсолютное значение производной от функции  $y = -c_0^{(1)}x$  определяет ее зеркальное отображение относительно оси  $X$  или  $Y$ ), т.е. функцию  $y = c_0^{(1)}x$ . Следовательно, преобразование с функцией  $y = -c_0^{(1)}x$  определяет точно такой же закон и на том же отрезке оси  $Y$ , который получен с функцией  $y = c_0^{(1)}x$ .

**п.2.** А какой же тогда закон определяет преобразование с функцией  $y = -c_0^{(2)}x + y_1$  ( $0 < c_0^{(2)} < c_0^{(1)}$ ) (пунктирная прямая), с помощью которой в примере 5 ( $c_0^{(2)} = 1$ ) мы получили преобразованный закон распределения при убывающей функции на том же отрезке? Ее зеркальное отображение относительно прямой  $x = y_1 = c_0^{(1)}b$  (или оси  $Y$ , что дает тот же результат) есть функция  $y = c_0^{(2)}x + y_1$  (штриховая прямая). Эта функция преобразует закон распределения  $P_\Phi(x)$  величины  $\Phi$  в закон распределения  $P_{\Psi_1}(y)$  величины  $\Psi_1$ , который, конечно же, отличается от закона  $P_\Psi(y)$  и расположен на другом отрезке ( $y_1 \leq y \leq y_2 = y_1 + c_0^{(2)}b$ ) оси  $Y$  (штриховая кривая).

При значении  $c_0^{(2)} = c_0^{(1)}$  закон  $P_{\Psi_1}(y)$  будет равен с закону  $P_{\Psi_1}(y) = P_\Psi(y)$ , однако и в этом случае он будет определен на другом отрезке. Изменение законов и плотностей распределения при преобразовании с линейной функцией  $y = \pm c_0x + c_1$  показано в работе [13]. Формулы для этого случая (несмотря на неточность) написаны правильные, однако из их вывода следует, что они (п.2 примера 5, стр.18) находятся на одном отрезке оси  $Y$ , что, как показано выше, тоже ошибочно.

**п.3.** Переместим функцию  $y = -c_0^{(2)}x + y_1$  параллельно оси  $X$  так, чтобы прямая линия проходила через точку  $(b, y_1)$  (штриховая прямая с двойным пунктиром), т.е. имеем функцию  $y = -c_0^{(2)}(x - b) + y_1$ , и определим закон распределения  $P_{\Phi_1}(x) = P_\Phi(x)$  на прилегающем отрезке  $b \leq x \leq 2b$ .

Зеркальное отображение функции  $y = -c_0^{(2)}(x - b) + y_1$  относительно прямой  $x = y_1 = c_0^{(2)}b$  или прямой  $y = b$ ) есть функция  $y = c_0^{(2)}(x - b) + y_1$  (штрихпунктирная прямая). При преобразовании значения  $P_\Phi(b) = 1$  и  $P_{\Phi_1}(b) = 0$  законов распределения  $P_\Phi(x)$  и  $P_{\Phi_1}(x)$  на оси  $P_\Psi$  оказываются в одной точке  $P_\Psi = 1$ .

В результате преобразования получим закон распределения  $P_{\Psi_1}(y)$  величины  $\Psi_1$  одинаковый с законом распределения  $P_{\Psi_1}(y) = P_\Psi(y)$  величины  $\Psi$ , но расположенный на другом отрезке, смещенном на 1 относительно закона  $P_\Psi$ , (штрихпунктирная кривая) вдоль оси  $P_\Psi$ .

Можно «продолжить процесс»: задать законы  $P_{\Phi_2}(x) = P_\Phi(x)$  и  $P_{\Phi_3}(x) = P_\Phi(x)$  на отрезках  $2b \leq x \leq 3b$ ,  $3b \leq x \leq 4b$  и применить для преобразования прямые линии  $y = c_0^{(1)}(x - 2b) + y_2$ ,  $y = -c_0^{(2)}(x - 3b) + y_3$  соответственно. В результате получим законы  $P_{\Psi_2}(y) = P_\Psi(y)$  и  $P_{\Psi_3}(y) = P_{\Psi_1}(y)$ , расположенные на отрезках  $y_2 \leq y \leq y_3 = y_2 + y_1$  и  $y_3 \leq y \leq y_4 = y_3 + c_0^{(2)}b$  оси  $Y$  соответственно. Вдоль оси  $P_\Psi$  закон  $P_{\Psi_2}(y)$  будет смещен на 1 относительно закона  $P_{\Psi_1}(y)$ , а закон  $P_{\Psi_3}(y)$  — на 1 относительно закона  $P_{\Psi_2}(y)$ . Построение несложно выполнить на основе пояснений, поэтому мы не приводим их на рисунке.

Можно задать разные законы распределения на прилегающих отрезках  $b \leq x \leq b_1$ ,  $b_1 \leq x \leq b_2$ ,  $b_2 \leq x \leq b_3$  и применить для преобразования прямые линии  $y^{(1)} = c_0^{(1)}x$ ,  $y^{(2)} = -c_0^{(2)}(x - b_1) + y_1$ ,  $y^{(3)} = c_0^{(3)}(x - b_2) + y_2$  и  $y^{(4)} = -c_0^{(4)}(x - b_3) + y_3$  (где  $c_0^{(3)}$ ,  $c_0^{(4)}$  отличаются от значений  $c_0^{(1)}$ ,  $c_0^{(2)}$ ,  $y_2 = y_1 + c_0^{(2)}b_1$ ,  $y_3 = y_2 + c_0^{(3)}b_2$ ,  $y_4 = y_3 + c_0^{(4)}b_3$ ). В результате преобразования получим разные законы распределения на прилегающих отрезках  $y_0 \leq y \leq y_1$ ,  $y_1 \leq y \leq y_2$ ,  $y_2 \leq y \leq y_3$  и  $y_3 \leq y \leq y_4$ . И вдоль оси  $P_\Psi$  каждый



последующий закон  $P_{\Psi_1}(y)$  будет смещен на 1 относительно предыдущего закона. Т.е. принципиального отличия не существует.

Из данного анализа очевидно:

**{А.11.1}** Отрезки прямых линий  $y^{(1)}$ ,  $y^{(2*)}$ ,  $y^{(3)}$  и  $y^{(4*)}$  (звездочка возле номера означает зеркально отображенные линии), определяемые парами точек  $(0, 0)$  и  $(b, y_1)$ ;  $(b, y_1)$  и  $(b_1, y_2)$ ;  $(b_1, y_2)$  и  $(b_2, y_3)$ ;  $(b_2, y_3)$  и  $(b_3, y_4)$ , образуют на плоскости возрастающую ломаную линию, которая и определяет преобразование заданных законов распределения.

Также понятно, что наше предположение о том (пример 6, стр.19), что формула  $P_{\Psi_2}(y) = 1 - P_{\Psi_1}(y)$  и абсолютное значение производной от функции  $y = f(x)$  в формулах (1-2, стр.9) дают одинаковый результат абсолютно неверно.

**Замечание 9.** В п.п.2-3 примера 8 возрастающие и убывающие линейные функции брались с разными коэффициентами  $c_0^{(1)}$ ,  $c_0^{(2)}$ ,  $c_0^{(3)}$  и  $c_0^{(4)}$  с конкретной целью: моделировать различное положение ветвей немонотонной формулы преобразования  $y = f(x)$  (замечание 8.2, стр.24).

В примере 8 каждую из прямых линий мы задавали и рассматривали (в том числе, зеркальное отображение) отдельно, однако:

**{А.11.2}** В отличие от примера 8 отрезки, характеризующие положение ветвей, жестко связаны с функцией и между собой (замечание 8.2, стр.24), поэтому при зеркальном отображении отрезка, полностью отображается немонотонная функция  $y = f(x)$ .

Теперь собственно о преобразовании с немонотонной формулой преобразования, которая отвечает условию {А.2} (стр.9).

**Пример 9.** Исходная функция  $y = f(x)$  на рис.11 (тонкая сплошная кривая) соответствует кривой на рис.9 (стр.23). На рисунке также изображена функция равновесного закона распределения  $P_\Phi(x) = x/b$  (утолщенная сплошная прямая).

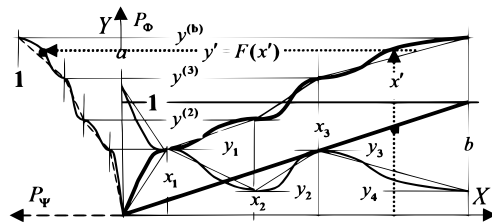


Рис. 11.

п.1. Функция  $y = f(x)$  представима в виде 4-х функций, определенных на соответствующих отрезках. Возрастающие  $f_1^{(0)}(x)$  ( $a = x_0 \leq x \leq x_1$ ),  $f_3^{(0)}(x)$  ( $x_2 \leq x \leq x_3$ ) {9} и убывающие ветви<sup>26</sup>  $f_2^{(0)}(x) = -f(x) + y_1 + y_2$  ( $x_1 \leq x \leq x_2$ ),  $f_4^{(0)}(x) = -f(x) + y_3 + y_4$  ( $x_3 \leq x \leq x_4 = b$ ) {9\*}.

п.2. На отрезке  $(x_0 \leq x \leq x_1)$  функция возрастает, следовательно (п.1

<sup>26</sup>Нижний индекс обозначает номер участка, верхний (0) – исходную функцию, а далее – номер преобразованной функции  $y^{(j)} = f(x^{(j)})$ ; ( $j=0,1,\dots,N$ )

примера 5 стр.18), преобразование проводится с функцией  $f_1^{(0)}(x) = f(x)$  (утолщенная кривая, определяющая эту ветвь функции). На оси  $Y$  значения функции  $f^{(0)}(x)$  ограничены отрезком  $(0 = y_0 \leq y \leq y_1)$ .

п.3. На отрезке  $(x_1 \leq x \leq x_2)$  функция убывает. Абсолютное значение производной от функции  $f_2^{(0)}(x)$  зеркально отображает функцию  $y = f(x)$  относительно прямой  $x = y_1$ : в результате убывающие ветви становятся возрастающими (утолщенная сплошная кривая), а возрастающие – убывающими (тонкая штриховая кривая, изображающая 1-ю ветвь) ветвями. Преобразование определяется функцией  $f^{(1)}(x) = 2y_1 - f(x)$ . Производная от функции  $f^{(1)}(x)$  на данном отрезке, с учетом знака производной  $f'(x)$ , положительная, а на оси  $Y$  значения функции  $f_2^{(1)}(x)$  ограничены отрезком  $(y_1 \leq y \leq 2y_1 - y_2 = y^{(2)})$ .

п.4. На отрезке  $(x_2 \leq x \leq x_3)$  возрастающая ветвь исходной функции стала убывающей: зеркально отобразив функцию  $f^{(1)}(x)$  относительно прямой  $x = y^{(2)}$ , получим возрастающую функцию  $f^{(2)}(x) = y^{(2)} + f(x)$ . На оси  $Y$  значения функции  $f_3^{(2)}(x)$  ограничены отрезком  $(y^{(2)} \leq y \leq 2y_1 - 2y_2 + y_3 = y^{(3)})$ . Функция  $f^{(2)}(x)$  на отрезке  $(x_3 \leq x \leq x_4)$  снова стала убывающей. Ее зеркальное отображение относительно прямой  $x = y^{(3)}$  определяет функцию  $f^{(3)}(x) = y^{(3)} + y_3 - f(x)$ . Производная от функции  $f^{(3)}(x)$  на данном отрезке, с учетом знака производной  $f'(x)$ , положительная, а на оси  $Y$  значения функции  $f_4^{(3)}(x)$  ограничены отрезком  $(y^{(3)} \leq y \leq 2y_1 - 2y_2 + 2y_3 - y_4 = y^{(b)})$ .

Для изображенной функции процесс построения закончен, но если функция  $y = f(x)$  имеет  $N$  участков возрастания и убывания, т.е.  $N-1$  экстремумов, то данный процесс повторяется  $N-1$  раз.

п.5. В результате преобразования с немонотонной функции  $y = f(x)$ , учитывающего, что абсолютное значение производной  $|f'(x)|$  (на отрезке  $(x_{j-1} \leq x \leq x_j)$  ( $j = 1, 2, \dots, N$ )) определяет зеркальное отражение функции  $f(x)$  (относительно прямой  $x = f(x_j)$ ), получена монотонно возрастающая функция  $F(x)$ , определенная (как и исходная функция) на  $N$  отрезках, соответствующих возрастающим и убывающим ветвям функции  $y = f(x)$ .

Таким образом, функция  $F(x)$  определяется общими свойствами непрерывного закона распределения: он должен быть монотонно возрастающей функцией, а производная – больше нуля. Из геометрии преобразования следует: значение вероятности закона распределения  $P_\Psi\{y' = F(x')\}$  величины  $\Psi$  в точке с координатой  $0 = y_a \leq \{y' = F(x')\} \leq y^{(b)} = F(b)$  равно значению вероятности закона распределения  $P_\Phi(x')$  (рис.11, точка на равновероятном законе распределения) величины  $\Phi$  в точке с координатой  $a = x_0 \leq x' \leq x_N = b$ . Направление преобразования показано пунктирными стрелками.

{А.12.1} Следовательно, при немонотонной формуле преобразования из геометрии естественным образом следует 2-й вариант преобразования: в принципе, его необходимо представить на оси  $X$  (замечание 3.4, стр.10).

Представление на оси  $X$  рассмотрим в п.6 данного примера, в котором будет определен 1-й вариант преобразования и показано, что 1-й и 2-й варианты определяют один и тот же закон распределения.

**Преобразование с функцией**  $y = F(x)$  определяет на  $N$  отрезках  $(y_{j-1} \leq y \leq y_j)$  ( $j=1,2,\dots,N$ ) (где  $y_k = F(x_k)$  ( $k=0,1,\dots,N$ ),  $y_0 = F(a)$ ,  $y_N = F(b)$ ) *непрерывную*  $P_\Psi^j\{F_j^{(j-1)}(x)\} = P_\Phi^j(x)$  **{10}** функцию закона  $P_\Psi(y)$  распределения случайной величины  $\Psi$  на оси  $Y$ . Точки  $y_k = F(x_k)$ , соответствующие экстремумам функции  $y = f(x)$ , определяют точки перегиба закона распределения  $P_\Psi(y)$ , а его производная имеет в этих точках разрывы 2-го рода.

Для *немонотонной* функции  $y = f(x)$ , изображенной на рис. 11, при равновероятном исходном законе  $P_\Phi(x)$  (утолщенная сплошная прямая) он будет подобен функции  $F(x)$  (кривая слева от оси  $Y$ ).

О функции плотности  $p_\Psi(y)$  распределения величины  $\Psi$ . При приближении к точкам  $y_k = F(x_k)$  (экстремумов исходной функции  $y = f(x)$ ) слева и справа функция плотности имеет ветви, уходящие на бесконечность. В точках перегиба на ветвях исходной функции (рис.9, стр.23) функция плотности имеет минимумы: если точек перегиба на ветви равно  $n$  (замечание 8.3, стр.23), то на этой ветви она будет иметь  $n$  экстремумов (минимумов).

**Замечание к п.5.** Закон распределения  $P_\Psi(y_0 \leq y < y_{dan})$  случайной величины  $\Psi$  определен на интервале  $y_0 \leq y_{dan} < y^{(b)}$ : значение  $y^{(b)}$  определяется суммой значений максимумов и минимумов немонотонной формулы преобразования  $y = f(x)$ .

**п.6.** В замечании 3.2 (стр.9) мы голословно утверждали: *оба варианта определяют один и тот же закон распределения случайной величины  $\Psi$ , но на разных осях координат. Однако!* Наше «катание плоского» (функции  $y^1 = f(x)$ ) в направлении оси  $Y$  привело к закону распределения {10} на оси  $Y$  (а не на оси  $X$ ), область определения которого определяется значениями ординат  $y_n$  в точках экстремумов формулы преобразования. Во-вторых, в разделе 1.1 использовался *только* 1-й вариант преобразования, но пояснения, как он получен, до сих пор не последовало.

**1.** Чтобы «узаконить» утверждение, рассмотрим *связь обратной*  $x = v(y)$  и *исходной* функций  $y = f(x)$ . Алгебра дает нам запись обратной функции  $x = v(y)$  и некоторое понимание о ней (однозначность, многозначность и т.п.), но не более.

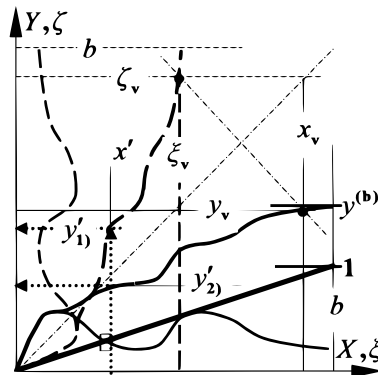


Рис. 11а.

лог» (функцию  $x = V(y)$ ) немонотонной функции  $x = v(y)$ .

Представление о связи обратной и исходной функций следует из геометрии: *зеркальное отображение* графика функции  $y = f(x)$  относительно биссектрисы (штрихпунктирная прямая на рис.11а) 1-го координатного угла [21,108]. На рис.11а изображены формула преобразования  $y = f(x)$ , приведенная на рис.11, и ее «монотонный аналог» (функция  $y = F(x)$ ), полученный в пунктах 2-4 (сплошные кривые), а также результат их *зеркального отображения относительно биссектрисы* (штриховые кривые) и *равновероятный закон распределения*  $P_\Phi(x) = x/b$  (утолщенная прямая).

Отметим: функцию  $x = V(y)$ , обратную к функции  $y = F(x)$ , можно получить как и функцию  $y = F(x)$ . Только надо функцию  $x = v(y)$  «катать» в направлении оси  $X$ : в результате получим «монотонный ана-

**Зеркальное отображение допускает другую интерпретацию.** Введем систему координат  $\xi\zeta$ , оси которой совпадают с осями  $X$  и  $Y$  соответственно, и для каждой точки функции  $y = f(x)$ , определяемой парой координат  $\{x, y = f(x)\}$ , положим  $\xi = y$  и  $\zeta = x$ . Тогда при изменении  $\zeta$  на отрезке  $0 = \zeta_H \leq \zeta \leq \zeta_K = b$  функция  $\xi = f(\zeta)$  определяет на оси  $Y$  функцию  $x = V(y)$  обратную к функции  $y = F(x)$ . Любые точки  $(x_v, y_v)$  и  $(\xi_v, y_v)$ , принадлежащие кривым  $y = F(x)$  и  $x = V(y)$  соответственно, лежат на

равных расстояниях от биссектрисы. Это легко следует из треугольника, образованного пересечением линий  $y = x_v$  и  $\xi = \zeta_v$  с прямой, перпендикулярной биссектрисе, проходящей через данные точки. Такая же связь определяется между функциями  $y = f(x)$  и  $x = v(y)$ . Таким образом имеем линейное преобразование функций относительно биссектрисы. Его свойства известны, а переименование координат, примененное выше<sup>27</sup>, не надобно. Из анализа, данного в примерах 8-9 и работы [21,108], следует общее свойство зеркальной симметрии.:

**{А.12.2}** *Зеркальная симметрия относительно прямой  $y = c_0 + c_1x$  в координатах  $T0\Omega$  (ось  $T$  совпадает с линией  $y = c_0 + c_1x$ ) определяет на оси  $\Omega$  функцию  $\omega = v(\tau)$ , обратную к функции  $\tau = f(\omega)$ .*

При значениях  $c_0 = 0$ ,  $c_1 = 1$  имеем случай рассмотренный в [21,108]. Очевидно, преобразование определяет взаимно однозначное соответствие и между функциями  $y = F(x)$  и  $x = V(y)$ .

**2.** Но наша цель – преобразование закона распределения. Теперь все просто. Для каждого значения координаты  $x' = V(y_1)$ . (индекс обозначает вариант преобразования) по исходному закону распределения определяется значение вероятности (обозначено окружностью)  $P_{\Phi}\{(x' = V(y_1))\} = x'/b$ , которое присваивается координате  $y_1$ . Т.е. имеем равенство  $P_{\Psi}^1(y) = P_{\Phi}\{x' = V(y)\}$ , которое соответствует 1-му варианту преобразования. Во-вторых. Закон распределения  $P_{\Psi}^2(0 \leq y < y_d)$  получен на отрезке  $0 \leq y_d \leq b$  оси  $Y$ . Линейным преобразованием  $x' = (b/y^b) \cdot y$  он преобразуется в закон  $P_{\Psi}^2(0 \leq x' < x'_d)$  распределения на отрезке  $0 \leq x'_d \leq b$  оси  $X$ . В-третьих. Линейным преобразованием  $x' = y$  закон распределения  $P_{\Psi}^1(0 \leq y < y_d)$  преобразуется в закон  $P_{\Psi}^1(0 \leq x' < x'_d)$  распределения на отрезке  $0 \leq x'_d \leq b$  оси  $X$ . Из свойств линейного преобразования следует равенство  $P_{\Psi}^1(0 \leq y < y_d) = P_{\Psi}^2(0 \leq x' < x'_d)$ . Таким образом, наше голословное утверждение «узаконено».

Из анализа, данного в примерах 8-9, следуют выводы:

**W.11.** Как *монотонная*, так и *немонотонная формула преобразования* определяют *монотонно возрастающий закон* распределения величины  $\Psi$  и *взаимное однозначное соответствие* между *исходным и преобразованным законами* (и их плотностями) распределения.

**W.12.** *Принципиального отличия* распределений как при *монотонной*, так *немонотонной формуле преобразования*, полученных с применением 1-го или 2-го варианта преобразования *не существует*: они определяют *один и тот же закон* распределения величины  $\Psi$ : 1-й на оси  $Y$ , а 2-й на оси  $X$ .

Небольшое отступление («философствование»). Весь текст, предшествующий примеру 9 (после названия раздела 1.2, стр.14), конечно же, можно было пропустить, сказать о *линейном преобразовании* (сократив пример 9) и сразу дать правильное решение, что обычно и делается.

<sup>27</sup>Переименование, это история того, как мы пришли к общему свойству зеркального отображения: в геометрии это известно и очень давно

Мысль все изложить так, как было в реальности<sup>28</sup>, связана с интересными размышлениями В. Феллера [7,15]: «Роли строгости и интуиции часто понимаются неправильно. Как уже отмечалось в первом томе, природная интуиция и естественный способ мышления дают мало, но они становятся сильнее по мере развития математической теории. Сегодняшние интуиция и применения опираются на сложные теории вчерашнего дня. Кроме того, строгая теория не роскошь, а способ экономии мышления. В самом деле, наблюдения показывают, что в применениях многие авторы полагаются на длинные вычисления, а не на простые рассуждения, которые кажутся им рискованными». Мы практически не ссылались на эту работу, хотя вначале предполагалось другое: просто при написании стало понятно, что это ведет к усложнению изложения и, соответственно, «затуманивает» понимание рассматриваемых положений теории.

Размышления вполне созвучны с нашими мыслями и наблюдениями. Но дело не в этом, а в том, что проведение исследований (как при анализе существующей системы исходных понятий теории вероятности, так и при разработке новой исходной системы) основано как раз на этих «простых рассуждениях»: естественно, что это отразилось и на последующем их изложении<sup>29</sup> в работах [10; 19; 25]. А простые рассуждения действительно рискованные: мы в этом убедились не только по наблюдениям, но и на собственном опыте, в том числе, при проводимых исследованиях: показать это также послужило причиной изложения указанного текста.

Мы не знаем, когда впервые была рассмотрена «функция от случайной величины», кто автор разработки подхода к решению задачи и какие рассуждения привели его к конкретному алгоритму. Но одно можно сказать точно – мы (в примере 5, стр.18), как и первый автор, разработавший подход, в своих «простых рассуждениях» допустили одну и ту же «простую ошибку». Не учли связь преобразования этого вида с зеркальной симметрией, из которой следует, что абсолютное значение производной от монотонно убывающей функции определяет зеркальное отображение функции, вследствие чего она становится возрастающей. «Малюсенькая ошибочка» в простых рассуждениях, однако, ее последствия достаточно серьезные. Подобных ошибок было немало, особенно при рассуждениях на предварительном этапе исследований и при разработке новой исходной системы теории событий. Далеко не все из них перечислены, но каждый раз, положения, введенные на основе рассуждений, тщательно проверялись, в том числе, и «длинными вычислениями»: согласие с предыдущими и влияние на последующие положения. Как уже было сказано, мы не знаем, почему эта «привычка не сработала» при решении рассмотренной задачи.

Подчеркнем важные моменты, следующие из данных рассуждений:

1. *Схема Ферми-Декарта* определила возможность изучать свойства кривых (геометрических фигур) на плоскости или в пространстве, используя алгебраические уравнения, и объединила две математические науки –

<sup>28</sup>Первая попытка такого рода была предпринята при подведении итогов (пример 26 [29,88]), однако стало очевидно, что восстановить «ход» рассуждений, каким он был не получится: давно (годиков этак 6-7 минуло) это было. Поэтому рассуждения в примере – это в большей степени «взгляд с позиций сегодняшнего дня». А примеры 5-6 «появились практически сегодня»

<sup>29</sup>По крайней мере, в работах [19; 25; 29] (и, конечно же, настоящей) мы пытались пояснить все просто и понятно «не прибегая к высокому математическому штилю»: насколько это удалось – это другой вопрос

геометрию и алгебру – в единое целое. Однако это вовсе не означает, что кривые или геометрические фигуры перестали быть таковыми: какими они были (пример 3, [29,21]), такими и остались! 2. В свою очередь, это определяет необходимость (вообще говоря – обязательность) геометрических построений при рассмотрении тех или иных положений в механике, физике и, конечно же, в математике тоже. Об этом говорилось в самом начале анализа существующего понятия случайной величины [29,7]).

«Длинные вычисления<sup>30</sup>» тоже требуют проверки и перепроверки, но чаще всего это делается опять же с применением «длинных вычислений, обходя стороной простые рассуждения». На этом закончим «философствование» и вернемся к основному изложению.

### 1.3. Условия «независимости» случайных величин и функциональная зависимость распределения от условий проведения испытания

Рассмотрим понятие и условие независимости 2-х случайных величин, которое в существующей теории вероятностей имеет смысл, подобный понятию независимости 2-х сложных событий испытания:

**Е.** «Случайные величины **X** и **Y** называются независимыми, если закон распределения каждой из них не зависит от того, какое значение приняла другая. В противном случае величины **X** и **Y** зависимы» [13,172].

Смысл определения, вроде бы, понятен и, казалось бы, не вызывает возражений, однако здесь эту сторону понятия рассматривать не будем<sup>31</sup>, а обратимся к «условиям независимости» величин **X** и **Y**.

Дискретные величины **X** и **Y** независимы, если для любой пары значений  $x_v$   $v=1,2,...,V$  и  $y_w$   $w=1,2,...,W$  вероятностной функции  $p(x_v, y_w)$  выполнено условие  $p(x_v, y_k) = p(x_v) \cdot p(y_k)$  (3). При непрерывных случайных величинах **X** и **Y** условие независимости можно записать для плотностей<sup>32</sup>  $p(x, y) = p(x) \cdot p(y)$ . (4)

<sup>30</sup>Под «длинными вычислениями» мы подразумеваем не только непосредственные вычисления, необходимые для решения какой-то конкретной задачи, но и создание более сложных математических моделей, определяющих развитие теории и возможность ее применения к более сложным явлениям

<sup>31</sup>Смысл понятия будет будет пояснен при рассмотрении видов зависимости случайных величин (часть VI исследований)

<sup>32</sup>В современных работах оно чаще записывается с применением условных плотностей (законов) распределения  $p(x|y)$  или  $p(y|x)$ , например,  $p(x|y) = p(x)$  или  $p(y|x) = p(y)$ . Это, вообще говоря, в принципе неверно

В существующей теории вероятностей, условия (3-4) рассматриваются как *необходимое и достаточное условие независимости* двух случайных величин.

Дискретные случайные величины являются другим представлением испытания (раздел 2 [29,39], более подробно в разделах 3 и 4 [29,42,66]), следовательно, анализ, проведенный в приложении III [19,53] и выводы Q.4-Q.6 [19,60] следующие из анализа, справедливы и для *дискретных* случайных величин.

Поэтому рассмотрим *непрерывные* величины, для этого обратимся к преобразованию непрерывного закона распределения одномерной случайной величины  $\Phi$  в закон распределения величины  $\Psi$ , которое определяется формулой преобразования  $y = f(x)$ .

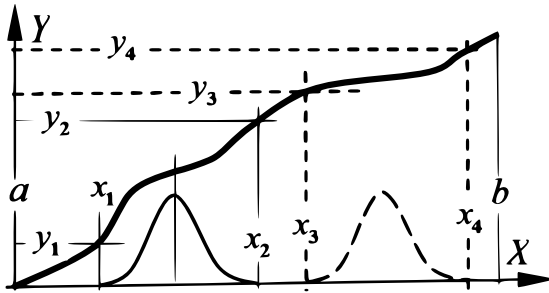


Рис. 12.

$y'$ . Это очевидно для 2-го варианта преобразования (формулы 2 и замечание 3.3, стр.9), если функция  $x = \phi(y')$ , обратная функции  $y = f(x)$ , явно выражается через переменную  $y'$ . Утверждение остается справедливым, если обратная функция в явном виде не выражается. Отсюда следует:

W.13. Совместная плотность распределения системы, образованной совмещением случайных величин  $\Phi_X$  и  $\Psi_Y^1$  определяется произведением плотностей, т.е. отвечает условию (4): согласно принятой теории они «независимы».

**Замечание.** Определив функцию плотности  $p_F(x)$  на отрезке  $x_3 \leq x \leq x_4$  (штриховая кривая), получим плотность распределения величины  $\Psi_Y^2$ , определенную на отрезке  $y_3 \leq y' \leq y_4$  и зависящую только от переменной  $y''$ , следовательно, законы распределения величин  $\Phi_X$  и  $\Psi_Y^2$ , в соответствии с существующим пониманием, тоже независимы. Распределение случайной величины  $\Psi_Y^1$  зависит только от переменной  $y'$ , а случайной величины  $\Psi_Y^2$  – только переменной  $y''$ , т.е. произведение величин  $\Psi_Y^1$  и  $\Psi_Y^2$  отвечает условиям (4), следовательно, они тоже «независимы». Изменяя положение закона распределения величины  $\Phi_X$  (в пределах отрезка  $a \leq x \leq b$ ) относительно кривой  $y = f(x)$ , получим на отрезке  $(a \leq x \leq b)$  множество (в принципе – бесконечное несчетное) законов распределения «независимых» (согласно принятым условиям) величин  $\Psi_j$  ( $j=1,2,\dots$ ), которые связаны функциональной зависимостью  $y = f(x)$  с величиной  $\Phi$  и между собой.

**Пример 10.** Пусть на отрезке  $a \leq x \leq b$  задана монотонно возрастающая функция  $y = f(x)$  (рис.12, утолщенная сплошная кривая), на части  $(x_1 \leq x \leq x_2)$  которого определена функция плотности  $p_F(x)$  (тонкая сплошная кривая) случайной величины  $\Phi_X$ . Преобразованная функция плотности величины  $\Psi_Y^1$ , полученная с применением функции  $y = f(x)$ , определена на отрезке  $y_1 \leq y' \leq y_2$  и зависит только от переменной

{A.13.1} Каждое из произведений величин  $\Phi_X$  и  $\Phi_Y^j$  ( $j=1,2,\dots$ ) отвечает условию (3), следовательно, величины  $\Phi_X$  и  $\Phi_Y^j$  «независимы», но в то же время законы распределения величин  $\Phi_Y^j$  связаны функциональной зависимостью  $y=f(x)$  с законом распределения случайной величины  $\Phi_X$ .

{A.13.2} Если рассматривается одновременное появление элементарных событий, принадлежащих случайным величинам  $\Phi$  и  $\Psi_j$ , то они являются системой случайных величин, образованной их совмещением.

Анализ также показывает, что функцию  $y = f(x)$  можно трактовать как влияние случайной величины  $\Phi$  на случайную величину  $\Psi$  (и обратно) с одной стороны, а с другой – как изменение некоторого условия  $x$  проведения эксперимента с величиной  $\Phi$  (или  $\Psi$ ). Из данного анализа следуют выводы:

W.14. Имеется явное противоречие: функционально зависимые случайные величины  $\Phi$  и  $\Psi$  являются, в соответствии с принятыми условиями,  $y = f(x)$  «независимыми».

W.15. Действительная функция (формула преобразования)  $y = f(x)$  определяет: 1. Преобразование распределения величины  $\Phi$  в распределение величины  $\Psi$ . 2. Функциональную зависимость распределений случайных величин  $\Phi$  и  $\Psi$ . 3. Влияние распределения случайной величины  $\Phi$  на распределение случайной величины  $\Psi$  (и наоборот). 4. Зависимость распределения величины  $\Psi$  от изменения условия  $x$ , определяющего проведение эксперимента с величиной  $\Phi$ .

W.16. Зависимость случайных величин определяется изменением внутренних и/или внешних условий опытов. Существующее понимание понятия и условий независимости не применимы ни к событиям испытания, ни к случайным величинам.

W.17. Если случайные величины связаны функциональной зависимостью, то они являются системой случайных величин. Следовательно, одномерные величины, образованные по распределению многомерной случайной величины не могут быть функционально зависимыми.

W.18. Если действительная функция  $y = v(x)$  определяет функциональную зависимость закона распределения случайной величины  $\Phi$  от изменения условия проведения данного опыта, то 2-а (и более) положения закона распределения величины определяют законы распределения 2-х (и более) случайных величин, которые связаны функциональной зависимостью  $y = v(x)$  между собой.



В *новой исходной системе* теории случайных величин определена *двумерная функция плотности*  $p_{\Pi|\times}(x, y) = p(x) \cdot p(y)$  *произведения системы одномерных* случайных величин  $\mathbf{X}$  и  $\mathbf{Y}$  (**определение 9 [29.76]**) при их *совмещении*. При ее построении понятия *независимости* (*зависимости*) вообще не упоминались: оно *просто лишнее*. Соответственно, *никаких противоречий не возникает*.

*Зависимость* распределения величины  $\Psi$  от условий проведения опыта с величиной  $\Phi$  приводит и другим последствиям, которые будут рассмотрены при анализе *видов зависимости* случайных величин (**часть VI**). Там же будет показан *реальный смысл* существующей трактовки понятия «*независимости*», с которого был начат данный подраздел, и что в действительности определяют условия **(3-4)**.

## 2. Преобразование двумерных распределений

*Преобразование*, рассмотренное в разделе, в теории *действительных* функций не применяются (по крайней мере, об этом прямо не говорится), но его можно связать с вычислением двойных (многократных) интегралов.

В существующей теории вероятностей задача ставится в очень общем виде (под названием *функция от случайных величин*, комментарий на стр.3), однако в примерах в основном приводится преобразование *двумерных непрерывных* распределений. Б.В. Гнеденко рассмотрены три важных частных случая:

1. «Функция распределения суммы» [1,136]. 2. «Функция распределения частного» [1,143]. 3. «Поворот осей координат» [1,146]. В других работах в основном рассматривается 1-й случай, в некоторых – также и 2-й, но иногда под названием (например [13; 17]) произведение случайных величин. Что касается поворота координат, то из цитируемых (и просмотренных тоже) работ, он рассматривается (кроме [1]) также в [13] при обработке результатов стрельб, хотя название «поворот осей координат» не применяется.

«Нашлись» примеры *преобразования* и *дискретных* распределений: как с «*независимыми*» ([12,188], рассмотрен в [29,32]), так и «*зависимыми*» величинами (в работе<sup>33</sup> [6] – мы его не рассматриваем: пояснений требуется много, а наглядности не добавляет).

*Преобразование* координат применяется в математическом анализе, но подробно рассматривается в аналитической геометрии (поворот декартовых осей – как частный случай общего преобразования координат). *Поворот осей* координат был рассмотрен нами при анализе понятия *ковариации* [10,67] и *вероятностной зависимости* случайных величин [10,99]. О *повороте* координат, подробнее поговорим при рассмотрении *числовых характеристик двумерных* (многомерных) распределений (часть V): именно одна из них – так называемая *ковариация двумерного* распределения – его и определяет (а «не момент связи», как считается в принятой теории вероятностей).

Некоторые моменты, связанные с *преобразованием двумерных* распределений, рассмотрены при анализе *видов зависимости* случайных величин (часть VI исследований).

Здесь немного поговорим о *преобразовании непрерывных* распределений и более подробно – о *преобразовании многомерных дискретных* распределений: в работе [10,82] оно «затронуту вскользь» в связи с рассмот-

<sup>33</sup>В [6] на стр.234 (пример ж) приведены только распределения вероятностей «суммы» и «произведения» величин  $X_1$  и  $X_2$ ; построение «совместного» распределения величин на стр.228-229, а исходные данные для построения на стр.26-27. Отметим, что в этом томе в основном рассматриваются дискретные случайные величины

рением аппроксимации биномиального распределения кривой<sup>34</sup>  $\exp(-t^2/2)$ , которое блестяще выполнено А. Муавром.

Исходя из *новой исходной* системы теории случайных величин, *преобразование двумерного* распределения к *одномерному* распределению можно выполнить множеством способов (примечание 4 [10,56]), из которых в работе [10] выделены два. Они, как показано далее, *применяются* в существующей теории вероятностей, несмотря на то, что при *их трактовке* понятие *преобразования* практически не упоминается.

**I. 1-й способ преобразования** – определяется *перемещением однозначной кривой* (функции  $y(x)$ , т.е. *формулы преобразования*) на плоскости  $XOY$  *параллельно одной из осей* [10,56].

1. Если *формула преобразования* линейна  $f(x) = a \cdot x + b$ , то при значениях  $a=-1$  и  $b=0$  имеем  $y = -x$ : в существующей теории (пример 9 и пояснения к нему [29,32]) ее записывают в виде  $Z=X+Y$ , называют функцией «суммы» от случайных величин  $X$  и  $Y$ , и «доказывают теорему»  $M(X+Y) = M(X) + M(Y)$ . 2. В приложениях теории вероятностей встречается формула математического ожидания  $M(X-Y) = M(X) - M(Y)$  «разности»  $Z_1 = X - Y$  величин. В работах по теории вероятностей мы ее не видели, но она, как и отмеченная выше, следует из общего равенства  $M(KX+LY) = KM(X)+LM(Y)$  (свойство IV [9,60]). В принятой теории она соответствует записи формулы преобразования  $y = x$  в виде  $Z_1 = X - Y$ .

**II. 2-й способ преобразования** потребовался для преобразования *двумерных законов распределения произведения и суммы* системы (определения 9-10 [29,75]), образованной *совмещением* случайных величин  $X$  и  $Y$  к *одномерному закону*, ибо *первый* способ не определяет *ни того, ни другого* (п.6 примера 12 стр.38; вывод S3.12 [10,60]). Вообще говоря, это частный случай общего преобразования. Он связан с *применением* функции  $f(x, y, a)$ , *зависящей от параметра*  $a$ , в его простейшем виде – *линейной зависимости* переменных  $x = z$  и  $y = l_y / l_x \cdot z$  от параметра  $z$  [10,59], где  $l_x, l_y$  – области определения законов распределения величин  $X$  и  $Y$ : это определяет *одновременность* изменения аргументов *вероятностных функций*. Это и *позволяет преобразовать* эти законы распределения к *одномерному* распределению.

Формула преобразования, зависящая от параметра, применяется и в существующей теории: используется гиперболическая функция  $y = \pm z/x$ , зависящая от параметра  $z > 0$ . Ее чаще записывают в виде  $Z=X/Y$  и называют [1] *функцией распределения частного* «независимых» величин. Но в некоторых работах [13,270; 17,798] ее записывают в виде  $Z = X \cdot Y$  и называют *функцией распределения произведения* «независимых» величин.

**Замечание.** Трактовка *формулы преобразования*, как некоторой функции от случайных величин, *неверна*. Это привело не только к появлению отмеченных «теорем», но также и других «теорем» о *дисперсии суммы и разности*, о *математическом ожидании произведения* случайных величин и т.д.

<sup>34</sup>Мы понимаем, какое значение придают в существующей теории нормальному распределению. Тем не менее подчеркиваем, что это одна из возможных аппроксимаций биномиального распределения: давая название своей выдающейся работе, А. Муавр прекрасно понимал, что им реально выполнено. Можно возмущаться, но это именно так: подробно эти вопросы обсуждаются при анализе числовых характеристик распределений (часть V исследований)

## 2.1. Непрерывное двумерное распределение

В работе [10] подробно рассмотрены оба способа в общем виде. Здесь ограничимся в основном 1-м способом *преобразования двумерного непрерывного* распределения с *линейной формулой преобразования* [10,59] и покажем его связь с *вычислением двойных (многократных) интегралов*. Во-вторых. В работе [29,62-63] показано, что для *двумерной* случайной  $\Phi\{(x_j, y_k) \rightarrow a_{j,k}\}$  величины ни суммы, ни произведения одномерных случайных величин  $\Phi(x_j \rightarrow A_j)$  и  $\Psi(y_k \rightarrow B_k)$  не существует. Они определяются только для системы (определения 8-10 [29,76]), образованной совмещением одномерных случайных величин  $\Phi(x_j^1 \rightarrow a_j^1)$  и  $\Psi(x_k^2 \rightarrow a_k^2)$ . При анализе покажем, что даже в этом случае этот способ не определяет преобразование произведения или суммы одномерных случайных величин: для этого и потребовалась разработка 2-го способа преобразования.

**Пример 12.** Пусть формула преобразования линейна  $y = -cx$  ( $c > 0$ ). Равенство  $y = -cx$  означает, что в системе координат  $XOY$  все точки плоскости с координатами  $(x', y' = -x')$  принадлежат данной прямой. Соответственно, неравенства  $y < -cx$  и  $y > -cx$  определяют все точки плоскости, которые лежат ниже или выше прямой  $y = -cx$ .

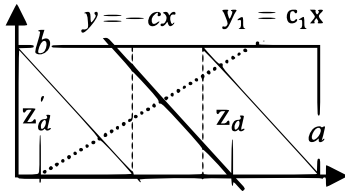


Рис. 13.

Выделим прямоугольную область  $\{0 \leq x \leq a, 0 \leq y \leq b\}$  и положим  $y = c(z - x)$ , где  $z \geq 0$  действительное число. При изменении параметра  $z$  от значения  $z_H$  до значения  $z_K$  функция  $y = -cx$  перемещается параллельно самой себе вдоль оси  $X$ . При значениях  $z_H = 0$ ,  $z_1 = b/c$ ,  $z_2 = a$  и  $z_K = a + b/c$  прямая  $y = -cx$  линия проходит через точки  $(0,0)$ ,  $(0,b)$ ,  $(a,0)$  и  $(a,b)$  соответственно.

**П.1.** Рассмотрим положение прямой при промежуточных значениях  $0 \leq z_d \leq z_K$  (рис.13, утолщенная сплошная линия). Линия перемещается в направлении оси  $X$ , следовательно, неравенство  $y \leq c(z - x)$  определяет все точки части прямоугольника (область  $D$ ), которые лежат ниже прямой. Площадь  $S_D$  области  $D$  определяется двойным интегралом  $S_D = \iint dx dy$ . Двойной интеграл вычисляется [24,149] приведением к повторному интегралу  $S_D = \int_0^{z_d} dx \int_0^{z_d - x} dy$  {a1}. Если прямая линия проходит через точку  $(0,0)$  или  $(a,b)$ , то все точки прямоугольника лежат выше или ниже прямой  $y = c(z - x)$ , т.е.  $S_D = 0$  или  $S_D = S = a \cdot b$  соответственно.

{A.14} Естественно ввести ось  $Z$ , совпадающую с осью  $X$ , на которой координаты точек определяются значением  $z = x + y/c$ .

При изменении параметра  $z_d$  от значения  $z_H$  до значения  $z_K$  формула (a1) определяет одномерную зависимость изменения площади  $S_D(z = x + y/c)$  (подмножества точек прямоугольника, лежащие ниже прямой  $y = -cx$ ) от значения параметра  $z$ , т.е. от изменения положения функции  $y = -cx$  при ее перемещении параллельно оси  $Y$  в положительном направлении оси  $X$ .

**П.2.** Если в области  $\{0 \leq x \leq a, 0 \leq y \leq b\}$  определена действительная функция  $\phi(x, y)$ , которая имеет непрерывную производную  $\phi(x, y)$ , то сумма значений функции  $W_D$ , которые лежат ниже прямой определяются двойным интегралом по области  $D$   $W_D = \iint \phi(x, y) dx dy$ . Приведением к повторному интегралу [23], получим:  $W_D =$

$\int_0^{z_d} dx \int_0^{z_d-x} \phi(x, y) dy$  {a2}. Если функция  $\varphi(x, y)$  представима в виде  $\phi(x, y) = \psi_1(x) \cdot \psi_2(y)$ , то формула (a2) принимает вид  $W_D = \int_0^{z_d} \psi_1(x) dx \int_0^{z_d-x} \psi_2(y) dy$  {a3}.

При промежуточном значении параметра  $z_d$  формулы {a2}, {a3} определяют *одномерные зависимости изменения суммы*  $W_D(z = x + y/c)$  *значений функции*  $\Phi(x, y)$  *от изменения положения функции*  $y = -cx$  *при ее перемещении в положительном направлении оси X, т.е. при увеличении параметра*  $z_d$ .

п.3. Если в области  $\{0 \leq x \leq a, 0 \leq y \leq b\}$  задана *плотность*  $p(x, y)$  *распределения непрерывной двумерной случайной величины*  $\Phi$ , то вероятность того (вывод W.27 [29,65]), что в области D появится *одно* из множества *элементарных* событий  $a_{j,k}$  (с двумя метками, определение 3 [19,29]), принадлежащих этой области, определяется двойным интегралом  $P_D = \iint p(x, y) dx dy$ . Приведением к повторному интегралу [23], получим  $P_D = \int_0^{z_d} dx \int_0^{z_d-x} p(x, y) dy$  (5.a).

Если *вероятностная функция* есть *произведение*  $p_{\Pi} | \times \{(x_j, y_k)\} = p(x_j) \cdot p(y_k)$  (раздел 4.1.2 [29,73]) *вероятностных функций системы величин X и Y, образованная их совмещением*  $X \times Y$ , то формула {a4} имеет вид  $P_D = \int_0^{z_d} p(x) dx \int_0^{z_d-x} p(y) dy$  (5.b).

Хотя формулы (5.a) и (5.b) внешне отличаются, но не столь существенно, как отличается их смысл: по формуле (5.b) определяется вероятность события (вывод W.32 [29,78]), *закключающегося в одновременном появлении элементарных событий «и*  $a_j^1$ , *и*  $a_k^2$  *из множеств элементарных событий каждого из опытов, принадлежащих области* ( $x_H \leq x < x_{dan}$ ,  $y_H \leq y < y_{dan}$ ).

При промежуточном значении формулы (5.a), {5.b} определяют *одномерные зависимости изменения вероятности*  $P_D(z = x + y/c)$  *от изменения положения функции*  $y = -cx$  *при ее перемещении в положительном направлении оси X, т.е. при увеличении параметра*  $z$ .

п.4. Можно рассматривать функцию  $y_1 = c_1 x$  ( $c_1 > 0$ ) (рис.13, пунктирная линия), полагая  $y_1 = c_1(x - z')$ . При значениях  $z'_H = -b/c_1$ ,  $z'_1 = 0$ ,  $z'_2 = a - b/c_1$  и  $z'_K = a$  *прямая*  $y_1 = c_1 x$  *линия проходит через точки*  $(0, b)$ ,  $(0, 0)$ ,  $(a, b)$  и  $(a, 0)$  *соответственно*.

В этом случае, в отличие от функции  $y \leq c(z - x)$  (п.1), *неравенство*  $y \leq c(x - z)$  *определяет все точки части прямоугольника (область D), которые лежат выше прямой*. В остальном *преобразование* проводится также как и в пунктах 1-3: можно просто в формулах формально заменить функцию  $y = c(z - x)$  функцией  $y_1 = c_1(x - z')$ .

Замечание. *Зависимости*  $S_D(z = x - y/c)$ ,  $W_D(z = x - y/c)$  и  $P_D(z = x - y/c)$ , *полученные перемещением функции*  $y_1 = c_1 x$  *будут отличаться от зависимостей, полученных перемещением функции*  $y = -c_1 x$ . Это будет показано в примере 16 (стр.54).

п.5. В пунктах 1-4 значение параметра  $z$  изменяется по оси X. Если перемещать обратную функцию  $x = -y/c$  (или  $x_1 = x/c_1$ ) вдоль оси Y (или X), то параметр  $z$  будет изменяться по оси Y, однако зависимости  $S_D(z)$ ,  $W_D(z)$  и  $P_D(z)$  не будут отличаться от зависимостей, определяемых функциями  $y = -cx$  или  $y_1 = c_1 x$ .

Отличие появляется при *нелинейной формуле преобразования*  $y = f(x)$ .

п.6. Рассмотрим систему, образованную *совмещением дискретных величин с вероятностными функциями*  $p(x_j)$ ,  $p(y_k)$  ( $j=1,2,\dots,n1$ ;  $k=1,2,\dots,n2$ ), *определенными на отрезках*  $(0 \leq x \leq a)$  и  $(0 \leq y \leq b)$ , где  $x_j = x_{j-1} + \Delta_x \cdot j$  ( $\Delta_x = a/n1$ ),  $y_k = y_{k-1} + \Delta_y \cdot k$  ( $\Delta_y = b/n2$ ).

На рис.13а. условно изображена таблица вероятностной функции двумерного распределения произведения значений функций  $p(x_j)$ ,  $p(y_k)$ . В 1-м варианте (п.І стр.35) вычисляются суммы значений в точках  $(x, y)$ , расположенных на штриховой (при непрерывном распределении – точки ниже) прямой линии. При перемещении функции  $y = -x$  параллельно оси  $Y$  в положительном направлении оси  $X$ , получим последовательность сумм:  $P_1 = p_1^1 \cdot p_1^2$ ;  $P_2 = p_1^1 \cdot p_2^2 + p_2^1 \cdot p_1^2$ ;  $P_3 = p_1^1 \cdot p_3^2 + p_2^1 \cdot p_2^2 + p_3^1 \cdot p_1^2$ ; .... ((а))

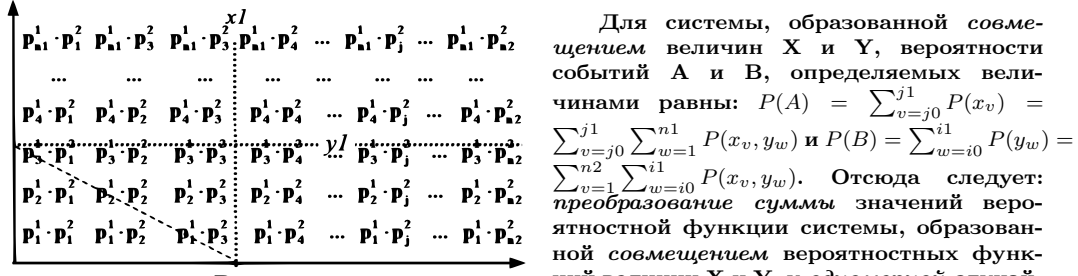


Рис. 13а.  
ной величине возможно только для прямоугольной области  $D(x_{j_0} \leq x < x_{j_1}, y_{i_0} \leq y < y_{i_1})$ . Очевидно, что этому не отвечает последовательность сумм ((а)). Таким образом:

**W.19. Функция изменения вероятности, полученная 1-м вариантом преобразования, не имеет никакого отношения ни к распределению произведения, ни к распределению суммы случайных величин  $X$  и  $Y$  при их совмещении.**

Преобразование двумерной вероятностной функции системы, образованной совмещением вероятностных функций величин  $X$  и  $Y$  к одномерному виду достигается при введении 2-го варианта преобразования (п.ІІ стр.35). Для этого полагаем, что переменные  $x = z_d$  и  $y = z_d \cdot b / a$  зависят от одного параметра  $z_d$ . В этом случае при изменении параметра  $z_d$  переменные  $x = z_d$  и  $y = z_d \cdot b / a$  изменяются одновременно.

В результате для области  $D(0 \leq x < x_{j_1}, 0 \leq y < y_{i_1})$  имеем последовательность  $P'_1 = p_1^1 \cdot p_1^2$ ;  $P'_2 = (p_1^1 + p_2^1) \cdot (p_1^2 + p_2^2)$ ;  $P'_3 = (p_1^1 + p_2^1 + p_3^1) \cdot (p_1^2 + p_2^2 + p_3^2)$ ; ..., которая соответствует произведению вероятностных функций при совмещении случайных величин  $X$  и  $Y$ . Чтобы преобразовать сумму вероятностных функций при совмещении случайных величин  $X$  и  $Y$  к одномерному виду, необходимо рассмотреть сумму событий в двух прямоугольных областях  $D_1(0 \leq x < x_{j_1}, 0 \leq y < y_{n_1})$  и  $D_2(0 \leq x < x_{n_1}, 0 \leq y < y_{i_1})$ , учитывая совместимость этих событий.

Если  $X$  и  $Y$  непрерывные величины с плотностями  $p(x)$ ,  $p(y)$ , которые определены на отрезках  $(0 \leq x \leq a)$  и  $(0 \leq y \leq b)$  (полагаем  $a > b$ ), то одномерные функции изменения вероятности произведения и суммы при совмещении величин имеют вид:

$$P_{X \cdot Y}(0 \leq z < z_d) = \int_0^{z_d} p(x) dx \cdot \int_0^{z_d \cdot b/a} p(y) dy; \quad (6.a)$$

$$P_{X+Y}(0 \leq z < z_d) = \int_0^{z_d} p(x) dx + \int_0^{z_d \cdot b/a} p(y) dy - P_{X \cdot Y}(0 \leq z < z_d). \quad (6.b)$$

**W.20. Таким образом, преобразование двумерных (многомерных) законов распределения произведения и суммы системы, образованной совмещением случайных величин, к одномерному закону определяет 2-й способ преобразования (п.ІІ стр.35).**

**п.7.** Отметим еще одну особенность преобразования двумерных (многомерных) распределений, которая существенно отличает его от преобразования одномерных распределений. Если преобразование одномерных распределений устанавливает взаимное однозначное соответствие между исходным и преобразованным законами распределения (вывод W.11, стр.28), то при преобразовании

двумерных (многомерных) распределений в общем случае «обратного хода нет». По одномерной зависимости  $P_D(z = x + y/c)$  закон распределения двумерной случайной величины не определяется.

Однако если закон распределения есть произведение системы случайных величин, образованной их совмещением, то при известном законе одной из исходных величин определяется закон распределения другой.

Пусть  $p(x_m, y_n) = p(x_m) \cdot p(y_n) = p_m^1 \cdot p_n^2$  вероятностная функция произведения дискретных случайных величин  $X$  и  $Y$ . Для определенности положим  $M \geq N$ . На рис.13а. условно изображена таблица вероятностной функции для первых трех значений. В 1-м варианте определяются суммы значений в точках  $(x, y)$ , расположенных на штриховой прямой. Отрезок прямой является диагональю прямоугольника (ограниченного сплошными прямыми), в котором расположены суммы, определяемые 2-м вариантом преобразования.

В 1-м способе (п.1 стр.35) определяется последовательность сумм, которые вычисляются по формуле  $\Sigma_w = \sum_1^w p_{w+1-v}^1 \cdot p_v^2$  ( $w=1,2,\dots,N$ ): значения  $p_w^2$  для данного значения  $w=1,2,\dots,N$  определяются последовательно из равенств  $p_1^1 \cdot p_w = \Sigma_w - \Sigma'_w$   $\{*\}$ , где  $\Sigma'_w = \sum_2^w p_{w+1-v}^1 \cdot p_v^2$  ( $\Sigma'_1 = 0$ ) – сумма, вычисленная по предыдущим значениям  $p_1^2, p_2^2, \dots, p_{w-1}^2$ .

2-й способ. Определяется последовательность сумм, которые вычисляются по формуле  $\Sigma_w = \sum_1^w p_v^1 \times \sum_1^w p_v^2$ : значения  $p_w^2$  для данного значения  $w=1,2,\dots,N$  определяются последовательно из равенств  $p_w \cdot \sum_1^w p_v^1 = \Sigma_w - \Sigma'_w$   $\{**\}$ , где  $\Sigma'_w = \sum_2^w p_{w+1-v}^1 \cdot p_v^2$  ( $\Sigma'_1 = 0$ ) – сумма, вычисленная по предыдущим значениям  $p_1^2, p_2^2, \dots, p_{w-1}^2$ . Если значения  $M < N$ , то для значений  $w=1,2,\dots,M$  значения определяются, как и выше. Для значений  $w'=M+1, M+2, \dots, N-M$  следует определить соответствующие последовательности сумм, которые имеют небольшое отличие от предыдущих. Значения  $p_w^2$  вычисляются по формулам  $\{*\}$ - $\{**\}$ .

П.8. В теории действительных функций действительных аргументов обычно вычисляются интегралы  $\xi(x) = \int_0^b \phi(x, y) dy$  и  $\zeta(y) = \int_0^a \phi(x, y) dx$ . Функции  $\xi(x)$  и  $\zeta(y)$  можно интерпретировать как зависимость суммы значений функции  $\phi(x, y)$  (площади, вероятности) от изменения положения прямой, параллельной оси  $Y$  (или  $X$ ), при ее перемещении в положительном направлении оси  $X$  (или  $Y$ ). Однако интегрирование можно выполнить и по прямой линии  $y = cx$ , вычисляя интеграл по площади, лежащей ниже прямой, перпендикулярной этому направлению: в этом случае интегрирование начинается в точке  $(0, 0)$  и заканчивается в точке  $(a, b)$ . Этот способ интегрирования, как и способ, определенный в п.1-4 данного примера, сложнее: при вычислении интегралов (например, в формулах (5)-(6)) область  $\{0 \leq x \leq a, 0 \leq y \leq b\}$  придется разделить на несколько участков.

Таким образом, показано: преобразование двумерного в одномерное распределение, соответствует вычислению повторного интеграла по заданному направлению. Применение такого усложненного способа интегрирования в теории действительных функций «не встречалось» (оно «попадалось» в физике, механике, технике и т.п.): скорее всего, в нем просто нет потребности. В теории вероятностей преобразование двумерных ( $n$ -мерных) законов распределения необходимо в обоих вариантах (пункты I-II, стр.35): в том числе в ее приложениях [10,82-89,125-144].

Дифференцируя выражения (5.a) и (5.b) по параметру  $z$  [23,661], получим формулы для вычисления плотностей распределений:

$$p(z) = \int_0^z p[x, c \cdot (z - x)] dx; \text{ (a) } p(z) = \int_0^z p(x) \cdot p[c \cdot (z - x)] dx. \text{ (b) } (7)$$

При значении  $c = 1$  получим:

$$g(z) = \int_0^z p[x, (z - x)] dx; \text{ (a) } g(z) = \int_0^z p(x) \cdot p(z - x)] dx. ], \text{ (b) } (8)$$

Формулы идентичны формулам, которые приводятся в литературе, например [1,8-9,11-20], и интерпретируются как *плотность* вероятности *суммы*  $Z=X+Y$  *зависимых* (8.a) и *независимых* (8.b) величин.

**Замечания 11. 1.** Область определения одномерных зависимостей во всех случаях, данных в примере 12, одинакова  $0 \leq z \leq a + b / c$ . **2.** В литературе формулы (7-8) часто приводятся (в том числе – в справочниках) в виде  $g(z) = \int_{-\infty}^{\infty} p_{\Phi}[x, (z - x)] dx$ . Такая запись не верна, ибо двойной интеграл в формулах вычисляется по области, лежащей ниже прямой  $y = c(z - x)$  независимо от областей определения законов [23]. Следовательно, изменяется 0 на  $-\infty$  только нижний предел интегрирования, в том числе, при неограниченных областях определения ( $\infty < x, y < \infty$ ). **3.** Подобным образом производится преобразование двумерного закона распределения в одномерную зависимость вероятности от параметра  $z$  с применением гиперболической функции  $y = \pm m / x$  ( $m > 0$  – число, которое и является параметром  $z$ ). Т.е. имеем другой тип преобразования (замечание к пункту II, стр.35): при изменении параметра  $z$  изменяется форма гиперболы, т.е. имеем зависимость распределения от изменения формы гиперболы. Очевидно, что ни к функции распределения частного  $Z=X/Y$ , ни к функции распределения произведения  $Z=X \cdot Y$  случайных величин  $X$  и  $Y$  преобразование никакого отношения не имеет. В принципе, этот вид преобразования применим к любому двумерному распределению (т.е. как к «независимым» так и «зависимым» величинам в существующей трактовке).

Из анализа, данного выше, следует:

**W.21.** Преобразование не зависит от того, что преобразуется, действительная функция  $\Phi(x, y)$  действительных аргументов  $x$  и  $y$  или законы распределения: двумерной случайной величины  $\Phi_{xy}$ , произведения  $\Pi_x = \Psi_x \Psi_y$  или суммы  $\Sigma_x = \Psi_x + \Psi_y$  системы, образованной совмещением  $\Psi_x \times \Psi_y$  случайных величин.

**W.22.** Функции  $y = -(x - z)$  и  $y = (x - z')$  можно записать в виде:  $z = x + y$ ,  $z' = x - y$ . Очевидно, что их запись в виде  $Z = \Psi_x + \Psi_y$ ,  $Z = \Psi_x - \Psi_y$  не имеют места и трактовка их как функции суммы или разности от случайных величин  $\Psi_x$  и  $\Psi_y$  недопустима, соответственно функции  $y = z / x$  и  $z = x \cdot y$  нельзя трактовать как частное  $Z = \Psi_1 / \Psi_2$  или произведение  $Z = \Psi_1 \cdot \Psi_2$ .

**W.23.** В результате преобразования определяются одномерные функции изменения вероятности  $P_D(z = x + y / c)$ , которые можно трактовать, как законы распределения одномерных случайных величин. По одномерным законам распределения исходный двумерный (многомерный) закон не определяется.

**W.24.** Вероятности произвольных событий вычисляются по двумерному ( $n$ -мерному) распределению. Законы распределения одномерных случайных величин, полученные преобразованием, для этого непригодны: определение одномерных законов имеет смысл только в случаях, необходимых для решения данной задачи.



W.25. Если *двумерное* распределение является *произведением системы* случайных величин, образованной их *совмещением*, то при известном распределении *одной из исходных* величин, определяется распределение другой.

Выводы справедливы для обоих способов преобразования. Они распространяются на преобразование законов распределения *n-мерной* величины, *произведения* или *суммы системы*, образованной *совмещением n* случайных величин.

{A.15} Подчеркнем еще раз (положение {A.4}, стр.12): здесь мы также говорим *о том, что неверна трактовка преобразования*, а не о том, что оно *выполнено неправильно*.

Предупреждение. Однако в последующих исследованиях *неверная трактовка* может привести к *неверным* заключениям: *правильность* выполнения *преобразования* не дает гарантии того, что этого не будет. Здесь предупреждение более актуально, чем при преобразовании одномерных распределений (положение A.4, стр.12). Это будет показано далее.

## 2.2. Дискретное многомерное распределение

*Преобразование многомерных дискретных* распределений рассмотрим для частного случая: *повторение*  $N=1,2,\dots$  раз *одномерного опыта* (с множеством элементарных событий  $a_k$ ,  $P(a_k) = p(x_k) = p_k$  ( $k = 1, 2, \dots, K \geq 2$ )) при неизменных условиях его проведения (*расширенная схема последовательных независимых испытаний Бернулли*)

{A.16.1} Здесь и далее обозначение  $p(x_k) = p_k$  применяется только для сокращения записи.

Существующее решение задачи получено в теории событий: для вероятности того, что в  $N$  «*независимых*» *опытах* появится «и  $m_1$  событий  $a_1$ , и  $m_2$  событий  $a_2, \dots$ , и  $m_K$  событий  $a_K$ », получена формула:  $P_N(m_1, m_2, \dots, m_K) = \{N!/(m_1!m_2! \dots m_K!)\} p_1^{m_1} p_2^{m_2} \dots p_K^{m_K}$ . (9)

{A.16.2} *Условие* соответствует *совмещению N опытов* (определение 5 [19,31]) или  $N$  случайных величин (определение 5 [29,67]), определяющее  $N$ -мерную *вероятностную функцию*. Т.е. *число повторений опыта* определяет *размерность промежуточного* распределения.

Формулу (9) называют *полиномиальным* распределением. В работах оно рассматривается реже *биномиального* (некоторые аспекты которого, связанные с его выводом, рассмотрены в [29,11-14]) распределения: вывод *полиномиального* распределения дается редко (из цитируемых работ – в [16,65; 20,23], но в некотором сокращенном варианте), а обычно говорится, что он проводится по аналогии с выводом *биномиального* распределения.

**Замечание 12.** 1. Формула (9) записана для *элементарных* событий в нашем понимании (положение {A.11} [29,41]). Вообще говоря, с позиций, развитых в настоящей работе (замечания 15-16 [29,49-50]), ее следовало бы записать в другом виде. Однако она получается громоздкой (в отличие от (9)) и не является общей. 2. В существующей теории чаще используются *сложные* события  $A_k$ : но не совсем понятно в каком понимании – классическом или аксиоматическом – применяется это понятие. Наиболее последовательно аксиоматическая теория применяется в работе [6,184]: рассматриваются  $k = 1, 2, \dots, K \geq 2$  *возможных* исходов, которым «приписываются» вероятности  $p_k$  удовлетворяющие условию нормировки  $p_1 + p_2 + \dots + p_K = 1$  {b}, а «... полиномиальное потому, что выражение совпадает с общим членом разложения полинома  $(p_1 + \dots + p_K)^N$ ». При этом подчеркивается, что  $m_k$  – произвольные неотрицательные числа, удовлетворяющие очевидному условию  $m_1 + m_2 + \dots + m_K = N$  {b\*}. Условие {b} иногда записывают и для событий  $A_k$ : из него следует, что события  $A_k$  *несовместимы* (определение 7 [19,36]). Условие {b\*}, хотя и очевидное, существенно влияет на решение задачи: об этом попозже.

Красивая и, в принципе, *правильная* формула, полученная «по образу и подобию» (как утверждается в существующей теории) с биномиальным распределением: но правильно, подобно с выводом формулы Бернулли (об этом – в п.1 примера 15, стр.49). Однако если формула Бернулли  $N!/(m_1!m_2!)$  ( $m_1 = m, m_2 = N - m$ ) ( $m = 0, 1, \dots, N$ ) дает строгий порядок расположения коэффициентов, а, следовательно, и вероятностей  $P_N(m_1, m_2)$ , то *полиномиальные* коэффициенты никакого порядка не обеспечивают.

**Замечания 13.** 1. В работах ничего не говорится о порядке расположения полиномиальных коэффициентов  $N!/(m_1!m_2!, \dots, m_K!)$ , да и об их вычислении<sup>35</sup> тоже. Например, если  $K = 3$  и  $N = 2$ , то по формуле, учитывая, что условию {b\*} соответствуют две группы чисел (2,0,0) и (1,1,0), из которых можно образовать еще по две комбинации (0,2,0), (0,0,2) и (0,1,1), (0,1,1), получим шесть полиномиальных коэффициентов:  $p_j^2$  ( $j=1,2,3$ ),  $2p_1p_k$  ( $k=2,3$ ) и  $2p_2p_3$ . В каком порядке их надо разместить? Разложение полинома  $(p_1 + \dots + p_K)^N$  {α1} при значении  $n = 2$  вроде бы «дает порядок»  $p_1^2, 2p_1p_2, 2p_1p_3, p_2^2, 2p_2p_3, p_3^2$  {b1}, однако он условный, ибо зависит от порядка приведения подобных членов. Во-вторых, даже при этом «порядке», например, при значениях  $p_1 = p_2 = p_3 = 1/3$  получим  $1/9, 2/9, 2/9, 1/9, 2/9, 1/9$ . Варьируя значения вероятностей  $p_k$ , получим распределения с другими значениями и порядками расположения вероятностей. Читатель может легко это проверить: например, положить вероятности равными  $1/2, 1/4, 1/4$  или  $1/2, 1/3, 1/6$ . При  $n = 3$  имеем 10 коэффициентов:  $p_j^3$  ( $j=1,2,3$ ),  $3p_1^2p_k$  и  $3p_1p_k^2$  ( $k=2,3$ ),  $3p_2^2p_3, 3p_2p_3^2$  и  $6p_1p_2p_3$ : полином {α1} «дает порядок»<sup>36</sup>  $p_1^3, 3p_1^2p_2, 3p_1^2p_3, 3p_1p_2^2, 6p_1p_2p_3, 3p_1p_3^2, p_2^3, 3p_2^2p_3, 3p_2p_3^2$  и  $p_3^3$  {b2}. При значениях  $n = 4$  и  $n = 5 - 15$  и 21 соответственно. Очевидно, что увеличение числа  $n$  повторений *опыта*, конечно же, не способствует *улучшению* порядка. При увеличении числа  $K$  *элементарных* событий становится только хуже.

2. Полином {α1} записывают также в виде  $(p_1x_1 + p_2x_2 + \dots + p_Kx_K)^N$  {α2}, т.е. степени полинома  $K$  *переменных*. По сути – в  $N$ -мерном пространстве: реально это не приводит к улучшению порядка, но именно эта *трактовка* распределения обычно дается в современной литературе, что *совершенно не верно*. Об этом в п.2.3 примера 14 (стр.46).

<sup>35</sup> Из просмотренных работ, об их вычислении говорится в примере а) [6,60]: метод удобен: он использован в [26,25-26], хотя первоначально мы вычисляли их по-другому

<sup>36</sup> В работе [17,198] они записаны в другом порядке: член  $p_3^2$  стоит перед последним в выражении {b2}, что только подчеркивает отсутствие порядка

При анализе существующего построения *биномиального* распределения [29,11-14] показано: построить его на основе существующей *теории случайных* величин невозможно, ибо *в ней не существует правил* для такого построения (положение {А.2} [29,14]). Естественно, *не существует* таких *правил* и для построения *полиномиальных* распределений, на основе теории случайных величин. А это приводит к некоторым курьезам, которые определяют неверную трактовку и неправильное понимание сути распределений.

**Пример 13.** «Существует множество ситуаций, в которых совместное распределение *трех* случайных величин задается *полиномиальным* распределением

$P_n(X_1 = k_1, X_2 = k_2, X_3 = k_3) = \frac{n! p_1^{k_1} p_2^{k_2} p_3^{k_3} (1-p_1-p_2-p_3)^{n-k_1-k_2-k_3}}{k_1! k_2! k_3! (n-k_1-k_2-k_3)!}$  (1.7); здесь  $k_1, k_2, k_3$  – целые числа, такие что  $k_1 + k_2 + k_3 \leq n$ . Например, если  $X_1, X_2, X_3$  представляют собой числа выпадений единицы, двойки и тройки при бросаниях правильной кости, то их совместное распределение задается формулой (1.7) с  $p_1 = p_2 = p_3 = 1/6 \dots$

Чтобы получить (маргинальное) распределение величин  $(X_1, X_2)$ , нужно зафиксировать  $k_1$  и  $k_2$ , и просуммировать вероятности (1.7) по всем возможным значениям  $k_3$ , т.е.  $k_3 = 0, 1, \dots, n - k_1 - k_2$ . Используя формулу Ньютона, получим триномиальное распределение<sup>37</sup>  $P_n(X_1 = v_1, X_2 = v_2) = \frac{n! p_1^{v_1} p_2^{v_2} (1-p_1-p_2)^{n-v_1-v_2}}{v_1! v_2! (n-v_1-v_2)!}$  (1.8). Суммируя по  $v_2 = 0, 1, \dots, n - v_1$ , находим распределение величины  $X_1$ : оно сводится к биномиальному распределению» [6,229].

**п.1.** Обратим внимание на следующее. Левая часть равенства (1.7) соответствует в формуле (9) появлению *трех элементарных* событий, а *правая – четырех* (при бросании игральной кости – три *элементарных* и одно *сложное* событие  $A = a_4 + a_5 + a_6$  – выпадение *или «4», или «5», или «6»*). Аналогично, левая часть равенства (1.8) соответствует в формуле (9) появлению *двух элементарных* событий, а *правая – трех* (при бросании игральной кости – два *элементарных* и одно *сложное* событие  $A_1 = a_3 + a_4 + a_5 + a_6$ ). *Можно ли между этими частями ставить знак равенства?* Прежде всего, отметим:

{А.17} В приведенном примере (бросание игральной кости) значение  $p_4 = 1 - p_1 - p_2 - p_3 = 1/2$  – это вероятность  $P(A)$  *сложного* события  $A$  (или  $A_1$ ). Однако, то, что *его вероятность* можно выразить через вероятности других *элементарных* событий, *вовсе не означает*, что оно *не происходит в испытаниях* (или экспериментах): кстати, событие  $A$  (или  $A_1$ ) будет появляться чаще остальных.

**п.2.** Против равенства  $p_4 = 1 - p_1 - p_2 - p_3$  (или  $p_3 = 1 - p_1 - p_2$ ) возражений нет: оно *правильно* определяет вероятность *сложного* события  $A$  (или  $A_1$ ). С точки зрения математики *неравенство*  $k_1 + k_2 + k_3 \leq n$  вроде бы тоже *правильно*, однако *более точный смысл* дает равенство  $m_1 + m_2 + m_3 + m_4 = n$  (условие {b\*}). Из него определяется число  $m_4 = n - m_1 - m_2 - m_3$  появлений события  $A$  (или  $A_1$ ).

**п.3.** Таким образом, в существующей теории утверждается: формула (1.7) определяет «совместное» распределение 3-х, формула (1.8) – 2-х случайных величин, а биномиальное – распределение одной случайной величины. В соответствии с определениями ‘D, D1’ [29,16-17], *биномиальное*

<sup>37</sup> По отношению к оригиналу в формуле (1.8) приняты обозначения чисел  $v_j$  и вероятностей  $p'_j$ , чтобы подчеркнуть ее отличие от формулы (1.7)

распределение трактуется как *одномерное* (определяется одной координатой), *триномиальное* – как *двумерное*, а *исходное* распределение, определяемое формулой (1.8), – как *трехмерное* распределение.

Из всех утверждений, приведенных в примере 3, справедливо только одно: биномиальное распределение является одномерным распределением. Формула (9) содержит произведение всех значений вероятностной функции, которое характерно только для системы, образованной совмещением  $N$  случайных величин, определяемых повторением  $N$  раз опыта с одной одномерной случайной величиной.

Полиномиальный коэффициент определяет сумму произведений значений вероятностной функции, имеющих одинаковые степени. Полиномиальные коэффициенты определяются на основе 1-го способа преобразования многомерного распределения к одномерному виду с применением линейной формулы преобразования: оно рассмотрено ниже. Заодно покажем связь преобразования сложного опыта, образованного совмещением одномерных опытов, с преобразованием распределений дискретных случайных величин.

**Пример 14.** Пусть  $p(x_k) = P(a_k)$   $x_k = \Delta \cdot k$  ( $k=1,2,\dots,K$ ) – распределение одномерной случайной величины  $X$ , определенной на множестве элементарных  $a_k$  событий опыта. Как и в существующей теории событий, рассмотрим повторение опыта  $N=1,2,\dots$  раз: в соответствии с новой исходной системой – экспериментов со случайной величиной  $X$ .

**п.1. 1.** Будем определять вероятность *одновременного* появления «и элементарного события  $a_1$ , и элементарного события  $a_2$ , ..., и элементарного события  $a_K$ » (т.е. их одновременного появления) в  $N$  опытах. В терминах случайных величин: вероятность появления «и значения  $p(x_1)$ , и значения  $p(x_2)$ , ..., и значения  $p(x_K)$  в  $N$  экспериментах. Логическая связка соответствует *совмещению  $N$  опытов* (определение 5 [19,31]) или  $N$  случайных величин (определение 5 [29,67]).

$$\begin{array}{ccc} a_1 a_3 & a_2 a_3 & a_3^2 \\ a_1 a_2 & a_2^2 & a_3 a_2 \\ a_1^2 & a_2 a_1 & a_3 a_1 \end{array} \begin{array}{c} \uparrow \\ \left| \begin{array}{ccc} p_1 p_3 & p_2 p_3 & p_3^2 \\ p_1 p_2 & p_2^2 & p_3 p_2 \\ p_1^2 & p_2 p_1 & p_3 p_1 \end{array} \right| \\ \rightarrow \end{array}$$

Рис.14

В результате получим  $K^N$  произведений вида  $a_1^{m_1} a_2^{m_2} \dots a_K^{m_K}$  (верхний индекс – показатель степени) или  $p_1^{m_1} p_2^{m_2} \dots p_K^{m_K}$ , где  $m_k$  – целые числа, такие что  $m_1 + m_2 + \dots + m_K = N$  (условие  $\{b^*\}$ ).

При  $N = 2$  они представляются в виде *двумерной* таблицы или *двумерного* распределения *совмещенной* случайной величины в координатах  $XOY$ . Для значений  $K = 3$ ,  $N = 2$  они условно изображены<sup>38</sup> на рис.14 (обозначение  $p_k = p(x_k)$  принято для сокращения записи) в виде произведений  $a_k a_j$  ( $k,j=1,2,3$ ) или значений  $p_k p_j$  в точках, определяемых парами  $(x_k, y_j)$  координат. При  $N = 3$  – *трехмерной* таблицы или *трехмерного* распределения *совмещенной* случайной величины: положение *произведений*  $p_k p_j p_m$  будет определяться *тройками*  $(x_k, y_j, z_m)$  координат соответственно. Его, в принципе, еще можно изобразить, но при  $N > 3$  – такой «картинки» нам не построить, да что-то она нигде (не только

<sup>38</sup>Расположение столбцов и строк принято в соответствии с возрастанием закона  $P(x_n) = \sum_{k=1}^n p(x_k)$  распределения величины  $X$  (или  $Y$ ) в положительном направлении оси  $X$  (или  $Y$ )

в теории вероятностей) и не попадалась ...

**{А.18}** По сути поставленной задачи,  $K^N$  *произведений элементарных* событий представляют собой *сложный  $N$ -мерный опыт*, образованный *совмещением одного и того же (простого) опыта  $N$  раз*: в терминах случайных величин –  *$N$ -мерное распределение системы случайных величин, образованной совмещением  $N$  раз одной и той же одномерной случайной величины*.

**2.** В принятой теории, из так называемой «теоремы о математическом ожидании произведения случайных величин  $X$  и  $Y$ » следует нечто другое: «Теорема верна при любом числе независимых между собой множителей. Требование независимости весьма существенно. Если оно не соблюдено, заключение теоремы вообще несостоятельно; было бы неправильным, например, такое преобразование  $MX^2 = M(X \cdot X) = MX \cdot MX = (MX)^2$ , так как оба сомножителя одинаковые, они зависимые» [12,169]. Объяснения, на каком основании одинаковые сомножители «зависимы» и откуда появилась эта теорема, в работах мы не нашли: остаются догадки. Возможно, первое связано с равенством [12,87]  $\mu_2(X') = D(X') = M(X^2) - [M(X)]^2 = \nu_2(MX) - m_X^2$  {b3}; второе – с равенством [12,170]  $\mu_{1,1}(X', Y') = K(X', Y') = M(XY) - M(X) \cdot M(Y) = \nu_{1,1}(X, Y) - m_X m_Y$  {b4}. Напомним: если начало координат *не совпадает* с математическим ожиданием, то числовые характеристики  $MX^k = \sum_{i=1}^K x_j^k p(x_j) = \nu_k(X)$  называют *начальными* [12,85], а если *совпадает*, то характеристики  $M(X - m_X)^k = \sum_{i=1}^K (x_j - m_X)^k p(x_j) = \mu_k(X')$  называют *центральными* моментами [12,87] порядка  $k$ .

**{А.19}** Равенства {b3}-{b4} определяют *только связь между начальными и центральными моментами одного порядка, определенными в разных системах координат:  $x$  и  $x' = x - m_X$  в первом случае;  $x, y$  и  $x' = x - m_X, y' = y - m_Y$  – во втором*.

*Есть ли связь равенства {b3} «с условием независимости» (раздел 1.3, стр.30)  $p(x_j, y_k) = p(x_j) \cdot p(y_k)$ ? Какое отношение имеет равенство {b4} к математическому ожиданию произведения случайных величин  $X$  и  $Y$ ?*

Отметим, что такие трактовки равенств определяются отождествлением понятия случайной величины с координатами, которым присваиваются вероятности, и возникшей отсюда коллизией обозначений. Об этом при анализе числовых характеристик случайных величин (часть V исследований).

**п.2.** То, о чем говорилось в п.1 – это напоминание уже пройденного (раздел 4.1.2 [29,73]), а теперь, собственно, о *преобразовании*.

**1.** Точки на осях  $X$  и  $Y$  расположены на равных расстояниях, следовательно, *линейную формулу преобразования* следует взять в виде<sup>39</sup>  $y = (z - x)$ . При увеличении параметра  $z$  прямая линия  $y = -x$  последовательно проходит через точки, определяемых парами  $(x_k, y_j)$  координат, *сумма номеров* которых отвечает *последовательности чисел  $k+j=w=2,3,...,6$  {\*}*. Из рисунка 14 видно, что этой же *последовательности* соответствует *сумма номеров элементарных событий*. Соответственно, *суммируются все произведения вероятностей  $p_k p_j = p(x_k) \cdot p(y_j)$  в точках  $(x_k, y_j)$ , принадлежащих прямой линии  $y = -z$  для данного числа  $w$ , определяемого последовательностью {\*}*. Значения *сумм вероятностей* присваиваются точкам  $z_{w=k+j} = x_k + y_j$  на оси  $Z$  (положение {А.14}, стр.36).

<sup>39</sup>Если  $x_k = \Delta_x \cdot k$  и  $y_j = \Delta_y \cdot j$ , то следует использовать функцию  $y = -(\Delta_y / \Delta_x)(z - x)$

{A.20} При числе  $K$  элементарных событий и повторении опыта  $N$  раз, сумма номеров координат (вероятностей в сокращенном обозначении или элементарных событий) в произведениях  $p_1, p_2, \dots, p_K$  вероятностных функций определяется последовательностью чисел  $w = N, N+1, N+2, \dots, NK$  (10). Число членов полиномиального (одномерного) распределения –  $N(K-1)+1$  (11).

2. Коэффициенты триномиального распределения при значениях  $N = 2, 3, 4$  равны:  $p_1^2 | 2p_1p_2 | 2p_1p_3 + p_2^2 | 2p_2p_3 | p_3^2$  {b5};  $p_1^3 | 3p_1^2p_2 | 3p_1^2p_3 + 3p_1p_2^2 | 6p_1p_2p_3 + p_2^3 | 3p_1p_3^2 + 3p_2^2p_3 | 3p_2p_3^2 | p_3^3$  {b6}.  $p_1^4 | 4p_1^3p_2 | 6p_1^3p_3 + 4p_1^2p_2^2 | 12p_1^2p_2p_3 + 4p_1p_2^3 | 12p_1p_2^2p_3 + 6p_1^2p_3^2 + p_2^4 | 12p_1p_2p_3^2 + 4p_2^3p_3 | 6p_2^2p_3^2 + 4p_1p_3^3 | 4p_2p_3^3 | p_3^4$  {b7}. Коэффициенты разделены вертикальными линиями. Различие видно уже в числе членов полученного распределения и числе полиномиальных коэффициентов, например, для  $N = 2, 3, 4, 5$  имеем 5, 7, 9, 11 и 6, 10, 15, 21 соответственно. Легко проверить, что полученное распределение содержит все полиномиальные коэффициенты. Во-вторых, число членов полиномиальных (в том числе – биномиального) распределений определяется по одной формуле.

3. В-третьих, есть также определенная аналогия в расположении членов полученного полиномиального и биномиального распределений: суммы полиномиальных коэффициентов, определяющих члены полученного распределения, симметричны относительно центрального члена, имеющего максимальную сумму. Особенно наглядно это проявляется, если положить вероятности одинаковыми. Для иллюстрации в таблицах 1-3 приведены коэффициенты при значениях  $K = 2, 3, 4$  (вероятности элементарных событий  $1/K$ ) и числах  $N = 1, 2, \dots, 5$  повторений опытов: коэффициенты для данного значения  $N$  расположены по строкам таблиц.

|   |   |    |   |    |   |   |
|---|---|----|---|----|---|---|
|   |   | 1  |   | 1  |   |   |
|   |   | 1  | 2 | 1  |   |   |
|   | 1 | 3  |   | 3  | 1 |   |
|   | 1 | 4  | 6 | 4  | 1 |   |
| 1 | 5 | 10 |   | 10 | 5 | 1 |

Табл.1

|   |   |    |    |    |    |    |    |    |   |
|---|---|----|----|----|----|----|----|----|---|
|   |   |    | 1  | 1  | 1  |    |    |    |   |
|   |   | 1  | 2  | 3  | 2  | 1  |    |    |   |
|   | 1 | 3  | 6  | 7  | 6  | 3  | 1  |    |   |
| 1 | 4 | 10 | 16 | 19 | 16 | 10 | 4  | 1  |   |
| 1 | 5 | 15 | 30 | 45 | 51 | 45 | 30 | 15 | 5 |

Табл.2

|   |   |    |    |    |     |     |     |    |     |     |     |    |    |    |   |   |
|---|---|----|----|----|-----|-----|-----|----|-----|-----|-----|----|----|----|---|---|
|   |   |    |    |    | 1   | 1   |     | 1  | 1   |     |     |    |    |    |   |   |
|   |   |    |    | 1  | 2   | 3   | 4   | 3  | 2   | 1   |     |    |    |    |   |   |
|   |   | 1  | 3  | 6  | 10  | 12  |     | 12 | 10  | 6   | 4   | 1  |    |    |   |   |
|   | 1 | 4  | 10 | 20 | 31  | 40  | 44  | 40 | 31  | 20  | 10  | 4  | 1  |    |   |   |
| 1 | 5 | 15 | 35 | 65 | 101 | 135 | 155 |    | 155 | 135 | 101 | 65 | 35 | 15 | 5 | 1 |

Табл.3

Во всех случаях сумма коэффициентов по строкам определяется значением  $K^n$ , соответственно, значения коэффициентов по строкам следует умножить на значение  $1/K^N$ : вероятность  $1/K^N$  следует также из произведения (вывод W.29 [19,41]) элементарных событий при совмещении  $N$  опытов в предположении, что каждому элементарному событию опыта соответствует один возможный исход. Каждое из распределений вероятностей симметрично относительно математического ожидания, которое в центральной системе координат равно 0.

Обратим внимание на одну особенность, которая видна из таблиц: в табл.2 есть одно максимальное значение для каждого  $N$ , совпадающее с математическим ожиданием, а в табл.1 и 3 – одно максимальное значение имеется только для четных значений  $N$ . Это отличие характерно для распределений с четным и нечетным числом элементарных событий.

Выше показано (выводы W.23-W.24, стр.40), что преобразование определяет одномерные распределения независимо от значений чисел  $K$  и  $N$ , следовательно, следует использовать степень полинома  $(p_1 + p_2z + \dots + p_Kz^{K-1})^N$  одной переменной. При  $K = 2$  имеем степень  $(p_1 + p_2z)^N$  бинома, общий член разложения, которого совпадает с биномиальным распределением: еще одна аналогия.

**{А.21}** Представление *полиномиального* распределения в виде разложения полинома  $(p_1 + p_2 z + \dots + p_K z^{K-1})^N$  (12) по степеням  $z$  возможно именно потому, что исходным для его построения является  $N$ -мерное распределение вероятностей произведения одинаковых одномерных распределений системы  $N$  величин, образованной их совмещением.

Можно сказать по-другому: разложения полинома (12) правильно отражает суть преобразования и определяет одномерность полиномиального распределения. Однако по разложению невозможно определить точки, которым принадлежат полученные суммы вероятностей: они определяются только из преобразования.

Убедиться в правильности положения {А.21} можно умножением членов полинома (рис.14)  $p_1 + p_2 \cdot z + p_3 \cdot z^2$  на последовательность  $p_1, p_2 \cdot z$  и  $p_3 \cdot z^2$ : если формально, то просто приписав степени  $z^{j-1}, z^j, z^{j+1}$  произведениям в строках и столбцах таблицы с номерами  $j=1,2,3$ . Коэффициенты разложения полинома при степенях  $z^w$  полностью соответствуют последовательности чисел  $w=2,3,\dots,6$  (положение {А.20}, стр.46). Отметим следующее:  $N$  произведений полиномов  $\{\alpha\}$ , как и полиномов  $\{\alpha^*\}$  тоже определяют  $N$ -мерную таблицу. Например, при значениях  $K = 3$  и  $N = 2$ , умножив члены 1-го полинома  $p_1 x_1, p_2 x_2, p_3 x_3$  последовательно на члены 2-го  $p_1 x_1, p_2 x_2, p_3 x_3$  и расположив их произведения в том же порядке, что и на рис.14.

4. Если элементарные события равновероятны, то имеется аналогия вычисления коэффициентов по таблицам с вычислением биномиальных коэффициентов по треугольнику Паскаля. Пусть для данного числа  $K$  событий известны коэффициенты для строки с номером  $N$ : примем для них обозначение  $N_j^n$  ( $j = 1, 2, \dots, n(K-1)+1$ ). Для строки с номером  $N+1$  имеем  $N(K-1) + K$  коэффициентов, которые вычисляются в следующем порядке: первые  $K$  – последовательностью возрастающих сумм  $N_k^{N+1} = \sum_{j=1}^k N_j^N$  ( $k=1,2,\dots,K$ ) {b8}; последующие  $N(K-1) - K$  – суммами  $N_{K+k-1}^{N+1} = \sum_{j=k}^{K+j-1} N_j^N$  [ $k=2,3,\dots, N(K-1)-K+1$ ] {b9}; последние  $K$  – последовательностью убывающих сумм  $N_{K+k-1}^{N+1} = \sum_{j=k}^{2n+1} N_j^n$  [ $k=N(K-1)-K+2, N(K-1)-K+3,\dots, N(K-1)-K+1$ ] {b10}.

Теперь можно начинать с  $N = 1$ : при переходе к  $N = 2$  применяются только формулы {b8} и {b10}. При переходе от значения  $N = 2$  к значению  $N = 3$  одно значение вычисляется по формуле {b9}: исключение для опыта с 2-мя элементарными событиями, в котором формула {b9} начинает применяться при 3-ем переходе.

п.3. В принципе, то о чем говорилось в п.2, не просто аналогия, а закономерность, являющаяся результатом правильного решения одной и той же задачи: преобразования  $N$ -мерного распределения в одномерное. Одна досада: есть «мелкая неприятность», приводящая к серьезной проблеме. Она связана с числами  $(m_1, m_2, \dots, m_K)$ , отвечающими условию {b\*}, которые будем называть *допустимыми группами* чисел (определение 1 [26,5] – *допустимые группы* чисел шаров, которые можно составить из  $N$  одинаковых шаров).

Как и для решения задачи, рассмотренной в работе [26], для построения полиномиального распределения необходимо решить три задачи<sup>40</sup>:

**I.** Найти все решения уравнения  $m_1 + m_2 + \dots + m_K = N$  {b\*}, т.е. все *допустимые группы* чисел  $(m_1, m_2, \dots, m_K)$ , отвечающих условию {b\*}.

**II.** Определить число возможных комбинаций для каждой *допустимой группы* чисел.

**III.** Для каждой *допустимой группы* определить  $1 \leq m_k \leq N$  число

<sup>40</sup>Есть существенное отличие, связанное с постановкой задач, но в данном случае оно не имеет значения

*возможных комбинаций, с учетом различимости групп с одинаковым числом элементарных событий (координат значений  $p(x_k)$  ( $k=1,2,\dots,K$ ) вероятностной функции), без учета порядка их расположения в группе.*

Вычисление *допустимых групп* чисел и определение числа *возможных комбинаций из допустимых групп* решается просто только *при значении  $K = 2$* , ибо в этом случае *допустимы группы* состоят из *пары чисел  $(m_1, m_2)$* , для каждой из которых возможны только 2-е комбинации  $(m, N - m)$  и  $(N - m, m)$ . Последовательности  $m = N, N - 1, N - 2, \dots, 0$  и  $N - m$  определяют число *возможных комбинации допустимых групп* и порядок их расположения.

Очаровательная «картинка». Однако, к огромному сожалению, при значении  $K > 2$  «чудная картина куда-то улетучивается».

*Полиномиальные коэффициенты  $N! / (m_1! m_2! \dots, m_K!)$  непосредственно решают только третью задачу. В работе [6,60] (сноска 34, стр.40) дан удобный способ решения 2-й задачи: второй раз применяется формула вычисления полиномиальных коэффициентов в виде  $N! / (k_1! k_2! \dots k_Z!)$ , где  $k_z$  – числа одинаковых групп чисел  $m_k$  (включая число групп, состоящих из нулей), входящих в данную допустимую комбинацию. Но при рассмотрении полиномиального распределения об этом, почему-то даже не упоминается. Дело в следующем:*

**{А.22}** Решение задач II-III возможно только тогда, когда известны все *допустимые группы чисел  $m_1, m_2, \dots, m_K$*  для данного  $N$ , т.е. *реальные решения уравнения  $m_1 + m_2 + \dots + m_K = N$*  (условие  $\{b^*\}$ ).

Но в теории вероятностей об не говорится: по-видимому, *даже задачи такой не ставилось* – ни в прошлом, ни в настоящем. Об этом говорилось в [26,24]. Хотя в [6,58] и говорится о числе различных решений уравнения, но реально решается задача о числе *различных размещений* при известных числах  $m_1, m_2, \dots, m_K$ . Для небольших чисел  $K$  и  $N$  они легко подбираются, но даже при данном значении  $K$  для произвольного числа  $N$  задача не решена. Мы писали [26], что есть идея осуществления решения и даже начато ее воплощение, однако до сих пор так и не продолжили. Казалось, что работу [29] по созданию новой исходной системы теории случайных величин, «быстренько закончим», однако ... слишком много вопросов осталось «за кадром, так что конца пока что не видать».

Из анализа, данного в примере 14, следует:

**{А.23}** *Полиномиальное* (в том числе – биномиальное) распределение определяется *произведением одинаковых одномерных распределений системы, образованной совмещением  $N \geq 2$  случайных величин. Оно является исходным для построения одномерного полиномиального распределения: построение осуществляется 1-м способом линейного преобразования  $N$ -мерного распределения к одномерному распределению.*

При *преобразовании одномерных, а также непрерывных двумерных (многомерных) распределений* (положения {А.4}, {А.15} стр.12, 41) мы подчеркивали, что в существующей теории *преобразования* выполнены *правильно*, однако их *трактовка* абсолютно не соответствует *сути преобразования*. На основе анализа, данного в примере 14, очевидно, что этого невозможно сказать о *преобразовании многомерных дискретных рас-*



пределений с числом *элементарных* событий (значений вероятностной функции) *больше двух*, ибо неверна не только трактовка, но и само преобразование<sup>41</sup>.

Это приводит не только к «курьезам» (пример 13, стр.43), но и к серьезным последствиям: *утверждениям* в существующей теории, которые *не имеют отношения к реальности*.

**Пример 15.** В [1,79] утверждается: «По существу ... можно доказать аналогичную<sup>42</sup> ... теорему и для полиномиального распределения». Из теоремы следует, что *полиномиальное* распределение *аппроксимируется произведением  $K$  нормальных* законов. Самого доказательства нет, но оно «встречалось» в литературе: сведения о полиномиальном распределении были необходимы еще при написании работы [26].

Что-то здесь «не склеивается»: в нашем понимании *произведение нормальных* законов *предопределяет существование произведения биномиальных* распределений. Но в этом случае одно непонятно: 1. *Как из произведения двучленов, получить произведение хотя бы трехчленов? Можно перемножить «сколь душе угодно» биномов, но как ни старайся, получишь только произведение биномов.*

Однако все по порядку.

Цитата, предваряющая постановку общей интегральной теоремы: п.1.1. «Мы перейдем теперь к формулировке интегральной предельной теоремы в общем случае схем независимых испытаний. По-прежнему  $\mu_k$  означает число появления событий  $A_k^n$  в  $n$  последовательных испытаниях. В зависимости от случая  $\mu_k$  могут принимать лишь значения  $0, 1, 2, \dots, n$ , причем, так как в каждом испытании возможны  $k$  исходов и эти исходы несовместимы, то должно иметь место равенство  $\mu_1 + \mu_2 + \dots + \mu_k = n$  (1).

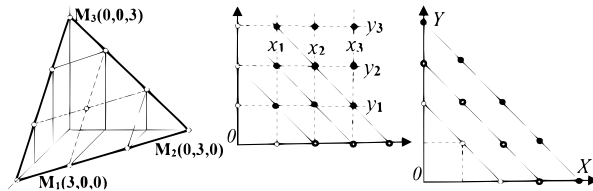


Рис. 15

ет, что результаты испытаний изобразятся не произвольными целочисленными точками в гиперкубе  $0 \leq \mu_k \leq n$ , а лишь теми из них, которые находятся в гиперплоскости (1). На рис.11 (*примечание автора*: рис.15 слева почти полностью повторяет его: нет только заштрихованной фигуры, изображенной на рис.11) изображено положение возможных результатов в гиперплоскости (1) для случая  $n = 3$ ,  $K = 3$ . Проведем преобразование координат по формулам  $x_k = (m_k - n \cdot p_k) / \sqrt{(np_k q_k)}$ ,  $q_k = 1 - p_k$  [1,89]. Затем дается формулировка теоремы, а далее следует: «Доказательство и по идее и по осуществлению является почти полной копией рассуждений, проведенных при доказательстве интегральной теоремы Муавра-Лапласа» [1,90].

2. Пока речь идет о событиях (п.1.1) вроде бы все понятно, но п.1.2 вы-

п.1.2. Станем теперь на величины  $\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_k$  смотреть как на прямоугольные координаты точки в  $K$ -мерном евклидовом пространстве. При этом результаты  $n$  испытаний изобразятся точкой с целочисленными координатами, не меньше нуля и не большими  $n$ ; будем называть такие точки целочисленными. Равенство (1) показыва-

<sup>41</sup> Утверждение справедливо и при преобразовании общих дискретных распределений (с разными вероятностями и числами элементарных событий), ибо они преобразуются по рассмотренной схеме

<sup>42</sup> Локальной теореме Муавра-Лапласа

зывает в основном вопросы, например: 2. Почему число  $\mu_k$  появления событий  $A_k^n$  в  $n$  испытаниях, связывают с координатами? 3. Какое отношение к координатам имеет равенство (1)? 4. Почему координаты преобразуются по формулам, применяемым при преобразовании биномиального распределения?

Из рассуждений, приведенных в п.1.2 цитаты, следует: число координат связывают с числом событий, т.е. при числе событий  $K = 2$  имеем координаты  $XOY$  на плоскости (рис.15а посередине), а равенство  $\mu_1 + \mu_2 = n$  определяет прямые линии  $y = -x + (n + 1)$ . Следовательно, на линиях  $y = -x + (n + 1)$  определены и соответствующие биномиальные распределения. Это противоречит некоторым положениям принятой теории (например, теоремам о математическом ожидании и дисперсии биномиального распределения).

3.Рассмотрим, как определяется формула Бернулли в классической теории.

Будем следовать работе [13,59-66]. Пусть производится  $n = 1, 2, 3, \dots$  независимых выстрелов по мишени: вероятность попадания (событие  $A_1^n$ ) в мишень при выстреле в испытании с номером  $n$  равна  $P(A_1^n) = p_1$ , а вероятность промаха (событие  $A_2^n$ ) –  $P(A_2^n) = p_2$  ( $p_1 + p_2 = 1$ ). При значении  $n = 2$  возможны 4 случая появления событий: 1. Попадание при обоих выстрелах. 2. Попадание при 1-м и промах при 2-м выстреле. 3. Промах при 1-м и попадание при 2-м выстреле. 4. Промах при обоих выстрелах. Получим 4-е произведения [13,60-61]  $A_1^1 A_1^2 | A_1^1 A_2^2, A_2^1 A_1^2 | A_2^1 A_2^2$ . Вероятности появления событий равны во всех испытаниях, соответственно, получим 3-х членную  $p_1^2 | 2p_1 p_2^2 | p_2^2$  формулу Бернулли. Значение  $n = 3$  дает 8 произведений, которые определяют 4-х членную  $p_1^3 | 3p_1^2 p_2 | 3p_1 p_2^2 | p_2^3$  формулу Бернулли. При значении  $n = 4$  получим 16 произведений и 5-ти членную  $p_1^4 | 4p_1^3 p_2 | 6p_1^2 p_2^2 | 4p_1 p_2^3 | p_2^4$  формулу Бернулли, а при произвольном значении  $n$  получим  $2^n$  произведений и  $n + 1$  член в формуле Бернулли.

Если  $n = 2$ , то в соответствии с п.1.2 цитаты, результат представляется в 3-х точках  $M1(2,0)$ ,  $M2(1,1)$  и  $M3(0,2)$  (рис.15а посередине) на линии  $y = -x + 2$ . Соответственно, при  $n = 3$  результат представляется в 4-х точках  $M1(3,0)$ ,  $M2(2,1)$ ,  $M3(1,2)$  и  $M4(0,3)$  на линии  $y = -x + 3$ , а при  $n = 3$  – в 5-и точках  $M1(4,0)$ ,  $M2(3,1)$ ,  $M3(2,2)$ ,  $M4(1,3)$  и  $M5(0,4)$  на линии  $y = -x + 4$ .

На основе таких же рассуждений при числе событий  $K = 3$  получим: при значении  $n = 3$  – 27 произведений вида  $A_j^w A_i^r A_m^t$  ( $j, i, m = 1, 2, 3$ ) ( $w, r, t = 1, 2, 3$ ), которые определяют 10 полиномиальных коэффициентов и 7 членов триномиального распределения, а при значении  $n = 4$  – 81 произведение вида  $A_j^w A_i^r A_m^t A_z^n$  ( $j, i, m, n = 1, 2, 3$ ) ( $w, r, t, z = 1, 2, 3, 4$ ), определяющие 15 полиномиальных коэффициентов и 9 членов триномиального распределения (п.2.2 примера 4 стр.46).

Вместо «просветления» (т.е. ответов на поставленные вопросы) из анализа следует еще вопрос: 5. Куда в рассматриваемых координатах поместить точки, соответствующие вероятностям произведений событий?

Вопрос не так прост, ибо разместить произведения надо так, чтобы получить на основе размещения вероятностей произведений полиномиальные коэффициенты и полиномиальное распределение.

{А.24} Очевидно, что геометрическое построение, рассмотренное в работе [1], такой возможности не предоставляет. Построение, позволяющее правильно решить задачу и ответить на все вопросы, основано на положении А.23 (стр.45), и подробно рассмотрено в примере 14 (стр.42).

Построение является общим для полиномиальных (в том числе – биномиального)

распределений. Для значений  $K = 3$  и  $n = 2$  положение произведений, определяемое парами  $(x_j, y_k)$   $x_j, y_k = 1, 2, 3$  координат, обозначено кругами (рис.15а справа), а положение исходных вероятностных функций – тонкими окружностями на осях  $X$  и  $Y$ . Показаны три (из 5-ти) положения линий  $y = -x + m$  ( $m=2,3,4$ ), которые проходят через точки, определяемые парами: 1)  $(x_1, y_1)$ ; 2)  $(x_2, y_1)$  и  $(x_1, y_2)$ ; 3)  $(x_3, y_1)$ ,  $(x_2, y_2)$  и  $(x_1, y_3)$ . Точкам соответствуют произведения вероятностей: 1)  $p_1^2$ ; 2)  $p_1p_2$  и  $p_2p_1$ ; 3)  $p_3p_1$ ;  $p_2^2$  и  $p_1p_3$ .

Суммы вероятностей по точкам, принадлежащих данной прямой, определяют коэффициенты триномиального распределения:  $p_1^2$ ,  $2p_1p_2$ ,  $p_1p_3 + p_2^2$ ,  $2p_2p_3$  и  $p_3^2$ . Координаты точек, в которой оно определено, равны:  $\xi_2 = x_1 + y_1$ ,  $\xi_3 = x_2 + y_1 = x_1 + y_2$ ,  $\xi_4 = x_3 + y_1 = x_2 + y_2 = x_1 + y_3$ ,  $\xi_5 = x_3 + y_2 = x_2 + y_3$  и  $\xi_6 = x_3 + y_3$ .

Для значений  $K = 3$  и  $n = 3$  положение произведений  $p_i p_j p_k$  определяется тройками  $(x_i, y_j, z_k)$   $(x_i, y_j, z_k = 1, 2, 3)$  координат. Положение исходных вероятностных функций на осях  $X$ ,  $Y$  и  $Z$  обозначено (рис.15b) тонкими окружностями.

На рис.15b, для примера, также показаны 3 плоскости (из 7-ми), обозначенные треугольниками с штрихпунктирными и штриховыми линиями, и шестигольником, обозначенным утолщенными штриховыми линиями. Плоскостям принадлежат точки: 2)  $(x_2, y_1, z_1)$ ,  $(x_1, y_2, z_1)$  и  $(x_1, y_1, z_2)$  – обозначены черными квадратами; 3)  $(x_3, y_1, z_1)$ ,  $(x_2, y_2, z_1)$ ,  $(x_1, y_3, z_1)$ ,  $(x_1, y_2, z_2)$ ,  $(x_2, y_1, z_2)$  и  $(x_1, y_1, z_3)$  – обозначены черными квадратами; 4)  $(x_2, y_3, z_1)$ ,  $(x_3, y_2, z_1)$ ,  $(x_1, y_3, z_2)$ ,  $(x_2, y_2, z_2)$ ,  $(x_1, y_3, z_2)$ ,  $(x_1, y_2, z_3)$  и  $(x_2, y_1, z_3)$  – обозначены черными кругами. Точкам соответствуют произведения вероятностей: 1)  $p_1^3$ ; 2)  $p_1^2p_2$ ,  $p_1^2p_2$  и  $p_1^2p_2$ ; 3)  $p_1^2p_3$ ,  $p_1^2p_3$ ,  $p_1^2p_3$ ,  $p_1p_2^2$  и  $p_1p_2^2$ ,  $p_1^2p_3$ ; 4)  $p_1p_2p_3$ ,  $p_1p_2p_3$ ,  $p_1p_2p_3$ ,  $p_1p_2p_3$  и  $p_2^3$ ; 5)  $p_1p_3^2$ ,  $p_1p_3^2$ ,  $p_1p_3^2$ ,  $p_2^2p_3$ ,  $p_2^2p_3$  и  $p_2^2p_3$ ; 6)  $p_2p_3^2$ ,  $p_2p_3^2$  и  $p_2p_3^2$ ; 7)  $p_3^3$ . Суммы вероятностей по точкам, принадлежащие данной плоскости, определяют коэффициенты полиномиального распределения: 1)  $p_1^3$ ; 2)  $3p_1^2p_2$ ; 3)  $3(p_1^2p_3 + p_1p_2^2)$ ; 4)  $6p_1p_2p_3 + p_2^3$ ; 5)  $3(p_1p_3^2 + p_2^2p_3)$ ; 6)  $3p_2p_3^2$  и 7)  $p_3^3$ .

В принципе, *правильное геометрическое построение и верное решение задачи можно получить и с применением существующей теории на основе понятия прямого (декартова) произведения* в теории вероятностей которое хорошо описано В. Феллером: «Два данных мысленных эксперимента с пространствами элементарных событий  $\Omega_1$  и  $\Omega_2$  можно рассматривать одновременно или последовательно. Это позволяет рассматривать пары возможных исходов, т.е. ввести прямое произведение  $(\Omega_1, \Omega_2)$  в качестве нового пространства элементарных событий» [6,147]. «Для определенности рассмотрим два пространства элементарных событий  $\Omega_1$  и  $\Omega_2$  с точками  $\alpha_1, \alpha_2, \dots$  и  $\beta_1, \beta_2, \dots$ , имеющими вероятности  $p_1, p_2, \dots$  и  $q_1, q_2, \dots$  соответственно. Мы интерпретируем произведение пространств  $(\Omega_1, \Omega_2)$  как пространство элементарных событий, описывающих последовательность двух экспериментов, соответствующих  $\Omega_1$  и  $\Omega_2$ » [6,149].

Далее положить: «... вероятности на пространстве определены по правилу  $P(\alpha_j, \beta_k = p_j q_k)$  (условие, не имеющее отношение к независимости случайных величин). Т.е. «... два события “первый исход есть  $\alpha_j$ ” и “второй исход есть  $\beta_k$ ” стохастически независимы». Прямое произведение  $N$  случайных величин с одинаковыми вероятностными функциями и определяет  $N$ -мерную таблицу произведений, т.е. систему  $N \geq 2$  величин, образованную их совмещением. Затем применить к полученному  $N$ -мерному распределению то, что в существующей теории называют [12,188; 13,272] «суммой случайных величин», которое реально является 1-м способом преобразования многомерного распределения к одномерному распределению и не имеет никакого отношения к сумме случайных величин (п.6 примера 12 стр.37-38; вывод W.19 стр.38).

**п.2. Вернемся к заданным вопросам (стр.49-50).** В каких-то из рассмотренных работ<sup>43</sup> нашлись предпосылки «доказательства». Пусть *полиномиальное* распределение определяется *повторением*  $n$  раз *опыта с одномерной случайной величиной*, *вероятностная* функция которой равна  $p(x_k) = P(a_k)$ ,  $\sum_{k=1}^K p(x_k) = 1$ ,  $x_k = \Delta \cdot k$  ( $k=1,2,\dots,K$ ), где  $K$  – число значений (*элементарных событий*) *вероятностной* функ-

<sup>43</sup>Мы не помним, в какой работе, а искать снова нет смысла

ции. *Полиномиальное* распределение представляется в виде «совместного» распределения «независимых» случайных величин  $X_j$  ( $j=1,2,\dots,K$ ) (где  $K$  – число элементарных событий), каждая из которых имеет *биномиальное* распределение с математическим ожиданием  $np_{2j}$  и дисперсией  $np_{2j-1}p_{2j}$ , ( $p_{2j-1} + p_{2j} = 1$ ). По сути, рассматривается *повторение опыта с двумя* событиями: *конкретного* события  $A_j$  и *противоположного* ему события  $\bar{A}_j = \sum_{k=1}^{j-1} A_k + \sum_{k=j+1}^K A_k$  (из суммы исключается событие  $A_j$ ). Пологая<sup>44</sup>  $P(A_j) = p_{2j-1}$  и  $P(\bar{A}_j) = p_{2j}$  (в нашем понимании – опыт с 2-мя элементарными событиями) можно *повторять опыты* с этими случайными величинами. 1. В таком рассмотрении нет ничего «противозаконного»: в результате *при повторении каждого из этих опытов  $n$  раз*, получим  $K$  *биномиальных* распределений с *отличающимися* вероятностями. 2. Опять же, не совершая «никаких противоправных деяний» мы можем рассматривать *вероятностные функции произведения или суммы системы*, образованной *совмещением*  $K$  случайных величин.

Распределения случайных величин  $X_j$  и служат основой для «доказательства выше озвученной теоремы». Остается выяснить два вопроса:

1. *Что же доказывается в теореме?* 2. *Какое отношение имеет доказанная теорема к полиномиальному* (т.е. при значениях  $K > 2$ ) *распределению?*

**П.2.** Чтобы ответить на 1-й нам даже не надо обращаться к *новой исходной системе* понятий: *достаточно* рассмотреть схему *повторения опытов* с 2-мя событиями  $A_j$   $\{P(A_j) = p_{2j-1}\}$  и  $\bar{A}_j$   $\{P(\bar{A}_j) = p_{2j}\}$  ( $p_{2j-1} + p_{2j} = 1$ ) ( $j = 1,2,\dots,K$ ) с вероятностями, *изменяющимися от опыта к опыту*, впервые подробно исследованной еще Пуассоном. Иногда эта схема рассматривается в работах, например, [12,68; 13,62]. Далее применяем разложение *произведения биномов*  $\Pi_1^n(p_{2j-1} + p_{2j}\xi)$  ( $n=1,2,\dots$ ) **{\*\*}** по степеням  $\xi$ . Его называют «формальным» приемом, однако он не такой уж формальный: 1) мы сразу можем сказать, что получим *одномерное* распределение вероятностей (положение {A.21} стр.47); 2) он соответствует преобразованию *многомерного* распределения в *одномерное*. Конечно же, при выводе на основе существующей (классической, не говоря уж об аксиоматической) теории событий прием «смотрится» чисто формальным. Для наглядности приведем коэффициенты при значении  $n = 2,3$   $p_1p_3|p_2p_3 + p_1p_4|p_2p_4$  и  $p_1p_3p_5|p_2p_3p_5 + p_1p_4p_5 + p_1p_3p_6|p_2p_4p_5 + p_2p_3p_6 + p_1p_4p_6|p_2p_4p_6$  **{11}**: число произведений и число их сумм в коэффициентах соответствует *биномиальному* распределению: при значениях  $p_1 = p_3 = \dots = p_{2K-1} = q$  и  $p_2 = p_4 = \dots = p_{2K} = p$  сводится к нему. Вторая закономерность: *сумма номеров* координат (вероятностей, в сокращенном обозначении, номеров элементарных событий) в *произведениях вероятностных* функций определяется *последовательностью* чисел  $w = n^2, n^2 + 1, n^2 + 2, \dots, n^2 + n$  **{\*\*\*}**.

Постановка задачи в п.1 определяет отличие от этой схемы: при *разных* вероятностях  $p_{2j-1}$  и  $p_{2j}$  мы можем провести *только серию опытов длиной  $K$* , а далее *повторять эту серию*. Выражение **{11}** определяют коэффициенты при значении  $K = 3$ . При продолжении опытов, коэффициенты определяются *последовательным умножением произведения*  $\Pi_1^3(p_{2j-1} + p_{2j}\xi)$  на биномы  $p_1 + p_2\xi$ ,  $p_3 + p_4\xi$  и  $p_5 + p_6\xi$ : в результате получим *произведение 3-х биномов*  $\{(p_1 + p_2\xi)(p_3 + p_4\xi)(p_5 + p_6\xi)\}^2$  во 2-й степени. При повторении серии  $n$  раз они будут определяться *произведением 3-х биномов*  $\{(p_1 + p_2\xi)(p_3 + p_4\xi)(p_5 + p_6\xi)\}^n$  **{12}** в степени  $n$ .

Формула **{12}** записана в таком виде, чтобы показать: *при повторении серии опытов  $n$  раз коэффициенты* распределения можно определить *произведением полиномов 3-ей степени*, *коэффициенты* разложения которо-

<sup>44</sup> Обозначения  $p_{2j-1}$  и  $p_{2j}$  приняты вместо привычных обозначений  $q_j$  и  $p_j$  потому, что они позволяют определить определенные закономерности, в том числе, связь с преобразованием распределений

го определяются формулами {11}. При *любом* значении  $n$  распределение вероятностей будет *одномерным* с числом членов  $3n + 1$ . Структура членов будет *подобна* членам *биномиального* распределения, а при значениях  $p_1 = p_3 = p_5 = p$  и  $p_2 = p_4 = p_6 = q$  сводится к *биномиальному* распределению.

Однако, записав формулу {12} в виде  $\prod_{j=1}^3 (p_{2j-1} + p_{2j}\xi)^n$ , получим произведение 3-х биномиальных распределений, члены которых определяются формулами  $C_n^{m, n-m, m} p_{2j-1}^m p_{2j}^{n-m}$ . Если  $p_1 = p_3 = p_5 = p$  ( $j=1,2,3$ ) и  $p_2 = p_4 = p_6 = q$ , то из формулы {11} получим бином  $(q + p\xi)^{n'}$ : его разложение соответствует биномиальному распределению при значении  $n' = 3n$ .

{A.24} В отличие от произведения 3-х биномов, произведение 3-х биномиальных распределений определяет *трехмерную* таблицу произведений членов распределений, которую необходимо преобразовать к *одномерному* распределению.

|                  |                    |                  |   |
|------------------|--------------------|------------------|---|
| $p_1^2 p_4^2$    | $2p_1 p_2 p_4^2$   | $p_2^2 p_4^2$    | В результате преобразования (пример 14, стр.44) получим члены распределения, которые полностью совпадают с коэффициентами, полученные разложением произведения биномов {12} по степеням $\xi$ . «Картинку» <i>трехмерного</i> распределения произведения 3-х биномиальных распределений изобразить, мягко говоря, сложно: она будет еще и «запутанной». Учитывая, что биномиальное распределение – частный случай полиномиального, для наглядности, на рис.16 изображена <i>двумерная</i> таблица произведения вероятностных функций биномиальных распределений $(p_1^2   2p_1 p_2   p_2^2)$ и $(p_3^2   2p_3 p_4   p_4^2)$ . |
| $2p_1^2 p_3 p_4$ | $4p_1 p_2 p_3 p_4$ | $2p_2^2 p_3 p_4$ |   |
| $p_1^2 p_3^2$    | $2p_1 p_2 p_3^2$   | $p_2^2 p_3^2$    |   |

Рис. 16.

В общем случае, при  $K$  элементарных событиях, получим произведение  $K$  биномов  $\prod_{j=1}^K (p_{2j-1} + p_{2j}\xi)^n$ , которое определяет произведение  $K$  биномиальных распределений, члены которых определяются формулами  $C_n^{m, n-m, m} p_{2j-1}^m p_{2j}^{n-m}$  ( $j=1,2,...,K$ ) при значении  $n' = Kn$ .

{A.25} Из анализа следует: выше «озвученная теорема» доказывает, что при неограниченном увеличении  $n$  произведение  $K$  биномиальных распределений аппроксимируется *произведением*  $K$  *нормальных* законов.

По нашему мнению, это очевидно без доказательства, а после преобразования произведения 3-х нормальных законов получим нормальный закон с математическим ожиданием  $M(X) = \sum_1^3 M(X_j)$  и дисперсией  $D(X) = \sum_1^3 D(X_j)$ : соответственно, в общем случае  $M(X) = \sum_1^K M(X_j)$  и  $D(X) = \sum_1^K D(X_j)$ .

Ответ на 2-й вопрос следует из положения {A.25}: «доказанная теорема» не имеет никакого отношения к полиномиальному распределению.

Ответ простой, и дать его можно было сразу после того, как был задан вопрос. А для подтверждения *правильности* ответа, вообще говоря, достаточно сравнить коэффициенты в выражениях {11} с коэффициентами в выражениях {b6}-{b8} (п.2.2 примера 14, стр.45). Можно также сравнить коэффициенты распределений при равных вероятностях, приведенных в табл.1-3 (стр.46).

Мы не знаем, когда доказана эта теорема, но это, не имеет какого-либо особого значения. Более интересны рассуждения и доводы, которые послужили основанием для проведенного «доказательства», однако

в просмотренной литературе они нам «не повстречались».

Доказано то, что доказано, однако не совсем то, что утверждается: такое, хотя и редко, но бывает. Анализ, данный в примере 15, показал полную несостоятельность, как доказательства, так и самой «теоремы об аппроксимации полиномиального (т.е. при значении  $K > 2$ ) распределения произведением  $K$  нормальных законов».

### 2.3. Математические ожидания и дисперсии одномерных распределений, полученные обоими способами преобразования двумерного распределения

В замечании к пояснению 2-х способов преобразования (стр.33), были упомянуты «теоремы» о сумме математических ожиданий и дисперсий, которые в существующей теории трактуются как «теоремы о математическом ожидании и дисперсии суммы» (для дисперсий – «независимых») случайных величин. С другой стороны, в примере 12 показано (выводы W.19-W.20, стр.38), что преобразование двумерных (многомерных) законов распределения произведения и суммы системы, образованной совмещением случайных величин, к одномерному закону определяет 2-й способ преобразования: 1-й способ к этому отношения не имеет. Тем не менее, теоремы о сумме математических ожиданий и дисперсий связаны именно с 1-м способом преобразования: для 2-го способа эти свойства не присущи. Покажем на простых примерах, что они относятся именно к преобразованию двумерных (многомерных) распределений.

**Пример 16.** Вычислим значения функций  $v = x \cdot y$  и  $w = x + y$  в точках  $x, y = 0, 1, 2, 3, 4$ . Нормируем (множитель  $N = 1/100$ ) и представим данные в виде таблиц 4 и 5 на рис.16. По сути, табл.4 (раздел 4.1.2 [29,73]) определяет двумерную вероятностную функцию произведения  $p_{\Pi} \{x_j, y_k\} = p(x_j) \cdot p(y_k)$  ( $j, k = 0, 1, 2, 3, 4$ ) системы, образованной совмещением одномерных случайных величин  $X^{(1)}$  и  $Y^{(1)}$ . Распределения одномерных величин  $X^{(1)}$  и  $Y^{(1)}$  одинаковы и равны  $p^{(1)}(x_j) = p^{(1)}(y_k) = 0.00; 0.10; 0.20; 0.30; 0.40$ .

|                            |                            |
|----------------------------|----------------------------|
| ↑ 0.00 0.04 0.08 0.12 0.16 | ↑ 0.04 0.05 0.06 0.07 0.08 |
| ♦ 0.00 0.03 0.06 0.09 0.12 | ♦ 0.03 0.04 0.05 0.06 0.07 |
| • 0.00 0.02 0.04 0.06 0.08 | • 0.02 0.03 0.04 0.05 0.06 |
| • 0.00 0.01 0.02 0.03 0.04 | • 0.01 0.02 0.03 0.04 0.05 |
| • 0.00 0.00 0.00 0.00 0.00 | • 0.00 0.00 0.00 0.00 0.00 |
| ----- Табл.4 -----         | ----- Табл.5 -----         |

Рис. 17.

Табл.5 определяет (замечание к выводу W.27 [29,64]) дискретную вероятностную функцию  $p\{(x_j, y_k)\}$  двумерной величины  $\Phi(\{(x_j, y_k) \rightarrow a_{j,k}\})$ . Вероятностные функции величин  $X^{(2)}$  и  $Y^{(2)}$  (верхний индекс – номер величины), полученных суммированием значений по

столбам или строкам таблицы, также одинаковы и равны  $p^{(2)}(x_j) = p^{(2)}(y_k) = 0.10; 0.15; 0.20; 0.25; 0.30$ .

Они приведены и для того, чтобы еще раз можно было легко убедиться в том, что распределения величин  $X^{(2)}$  и  $Y^{(2)}$  не характеризуют распределение (выводы 1-3 [29,62]) двумерной величины. В существующей теории

величины  $X^{(2)}$  и  $Y^{(2)}$  именуют «зависимыми».

**Замечание 14.** В данном случае *размерность* распределения определяется *числом независимых переменных* (аргументов).

**1.** Математические ожидания (условно изображены точками на осях) и дисперсии величин  $X^{(1)}$ ,  $Y^{(1)}$  и  $X^{(2)}$ ,  $Y^{(2)}$  ( $x_j^{(v)}, y_k^{(v)} = 0, 1, 2, 3, 4; v = 1, 2$ ) равны  $M_X^{(1)} = M_Y^{(1)} = 3$ ,  $D_X^{(1)} = D_Y^{(1)} = 1$  и  $M_X^{(2)} = M_Y^{(2)} = 2.5$ ,  $D_X^{(2)} = D_Y^{(2)} = 1.75$  соответственно.

|   | $y=\xi-x$ |      |      |      |            |      |      |      |      | $y_1=(x-\xi^t)$ |      |      |      |            |      |      |      |      |
|---|-----------|------|------|------|------------|------|------|------|------|-----------------|------|------|------|------------|------|------|------|------|
| V | 0.00      | 0.00 | 0.01 | 0.04 | 0.10       | 0.20 | 0.25 | 0.24 | 0.16 | 0.00            | 0.04 | 0.11 | 0.20 | 0.30       | 0.20 | 0.11 | 0.04 | 0.00 |
|   | $M'_x=6,$ |      |      |      | $D'_x=2$   |      |      |      |      | $M'_x=6$        |      |      |      | $D'_x=2$   |      |      |      |      |
| W | 0.00      | 0.02 | 0.06 | 0.12 | 0.20       | 0.20 | 0.18 | 0.14 | 0.08 | 0.04            | 0.08 | 0.12 | 0.16 | 0.20       | 0.16 | 0.12 | 0.09 | 0.04 |
|   | $M'_x=5,$ |      |      |      | $D'_x=3,5$ |      |      |      |      | $M'_x=5,$       |      |      |      | $D'_x=3,5$ |      |      |      |      |
| A | 0         | 1    | 2    | 3    | 4          | 5    | 6    | 7    | 8    | -4              | -3   | -2   | -1   | 0          | 1    | 2    | 3    | 4    |

Табл.6.

(для функции  $y_1 = x - z - m = 4, 8, 12, 8, 4$ ). Весьма условно прямые  $y = z - x$  изображены на рис.16 сплошными линиями. Значения *сумм* вероятностей в точках даны в таблице 6 (2-я строка для табл.4 и 4-я – для табл.5) и представляют распределения *одномерных* величин V и W, полученных *преобразованием двумерных* распределений.

**Небольшое отступление.** В существующей теории при рассмотрении преобразования непрерывных *двумерных* распределения иногда «попадают» рисунки (например, рис.16 [1,138] и рис.42 [12,188]), подобные рис.13 (стр.36). Правда, на них прямую линию  $y = z - x$  обозначают  $z = x + y$ , где  $z$ ,  $x$  и  $y$  – «значения» случайных величин Z, X и Y: т.е. обозначение связывают с существующей *трактовкой* случайной величины как *действительной* функции. Однако, при доказательстве «теорем о математических ожиданиях *суммы* и *произведения*» случайных величин подобных рисунков, но с изображением математических ожиданий величин  $X^{(v)}$  и  $Y^{(v)}$  ( $v=1,2$ ), а также точек, обозначающих *результат применения* «теорем» нет ни в одной работе. Возможно потому, что возникает вопрос: *где находятся точки, определяемые «теоремами»?* Хотя из пояснений к рис.44 [12,191] можно догадаться, что точка находится на оси X: правда с объяснением «как-то не очень». Из преобразования легко следует: если прямая линия  $y = z - x$  проходит через точку  $(M_X^{(v)}, M_Y^{(v)})$  ( $v=1,2$ ), то ее пересечение с осью X определяет точку  $M_Z^{(v)} = M_X^{(v)} + M_Y^{(v)}$  на оси Z, в которой находится математическое ожидание величины Z, полученной *преобразованием двумерного* распределения.

Распределения, полученные с применением *линейных формул преобразования*  $y = (z - x)$  и  $y_1 = (x - z)$  *различны*, но *математические* ожидания и *дисперсии* величин V и W (3-я и 5-я строки табл.6) в обоих случаях *одинаковы* и определяются *суммами* математических ожиданий и дисперсий величин  $X^{(v)}$  и  $Y^{(v)}$  ( $v=1,2$ ).

**2.** *Действительные* функции  $y = (z - x)$  и  $y_1 = (x - z)$  *действительного* переменного, записанные в виде  $Z = X \pm Y$ , в принятой теории трактуются как «*сумма*» и «*разность*»  $X \pm Y$  величин. Теоремы об их математическом ожидании и дисперсии имеют вид  $M(X \pm Y) = M(X) \pm M(Y)$  и  $D(X \pm Y) = D(X) + D(Y) \pm K(XY)$  (где  $K(XY)$  – ковариация; при независимых величинах  $K(XY) = 0$ ). Результаты, полученные в п.1, противоречат в частности теореме  $M(X - Y) = M(X) - M(Y)$ , а если величины X и Y «*зависимы*» – то и теореме  $D(X \pm Y) = D(X) + D(Y) \pm K(XY)$ . Но и в теоремах о *суммах* характеристика справедлива только *правая часть* равенств: *левые части*  $M(X + Y)$  и  $D(X + Y)$  не имеют к ним *никакого отношения*.

**3.** В принципе, рассматривать *теорему*  $M(XY) = M(X)M(Y)$  *нет смысла*: *произведения математических ожиданий в природе вообще не суще-*

При значениях  $z = 0, 1, \dots, 8-4$  (или  $z' = z-4$ ) прямая  $y = z - x$  проходит через точки  $(x, y)$  (перемещение функций вдоль оси X), *сумма*  $j+k=m$  номеров которых равна *последовательности* чисел  $m = 2, 3, 4, 5, 6$

ствуется. Дело в том, что распределение *двумерной* величины *произведения* «независимых» величин  $X^{(1)}$  и  $Y^{(1)}$  является *двумерной* функцией (табл.4, рис.17), а математические ожидания  $M_X^{(1)}$  и  $M_Y^{(1)}$  характеризуют *положение его центра группирования*. Но пояснить, куда поставить точку, определяющую «математическое ожидание»  $M(X^{(1)}Y^{(1)}) = M(X^{(1)})M(Y^{(1)})$  нам не представляется возможным.

**4.** Рассмотрим *дискретное* распределение *двумерной* случайной величины с *вероятностной* функцией  $p(x_k, y_m) = p_{k,m}$  ( $k=1,2,\dots,K$ ;  $m=1,2,\dots,M$ ). Вероятностные функции одномерных величин  $X$  и  $Y$  определяются выражениями  $p(x_k) = \sum_{m=1}^M p_{k,m}$  и  $p(y_m) = \sum_{k=1}^K p_{k,m}$ , а их математические ожидания соответственно равны:  $M(X) = \sum_{k=1}^K x_k \sum_{m=1}^M p_{k,m}$ ,  $M(Y) = \sum_{m=1}^M y_m \sum_{k=1}^K p_{k,m}$ . Пусть  $K=3$  и  $M=2$ . 1-й способ преобразования, определяет коэффициенты вероятностной функции:  $P_1 = p_{1,1}$ ,  $P_2 = p_{2,1} + p_{1,2}$ ,  $P_3 = p_{3,1} + p_{2,2}$  и  $P_4 = p_{3,2}$ , а значения координат равны  $\xi_1 = x_1 + y_1$ ,  $\xi_2 = x_2 + y_1 = x_1 + y_2$ ,  $\xi_3 = x_3 + y_1 = x_2 + y_2$  и  $\xi_4 = x_3 + y_2$ . Умножим коэффициенты коэффициенты  $P_v$  на значения координат  $\xi_v$ , соответствующие точкам в которых определены коэффициенты, получим:  $p_{1,1}(x_1 + y_1) + p_{2,1}(x_2 + y_1) + p_{1,2}(x_1 + y_2) + p_{3,1}(x_3 + y_1) + p_{2,2}(x_2 + y_2) + p_{3,2}(x_3 + y_2)$ .

Сложим все значения сумм, относящиеся к координате  $X$  или  $Y$ . Получим  $M(G) = \sum_{k=1}^K x_k \cdot \sum_{m=1}^M p_{k,m} + \sum_{m=1}^M y_m \cdot \sum_{k=1}^K p_{k,m} = M(X) + M(Y)$ .

**5.** Рассмотрим распределение *трехмерной* случайной величины с *вероятностной* функцией  $p(x_k, y_m, z_n) = p_{k,m,n}$  ( $k,m,n=1,2,3$ ). Вероятностные функции одномерных величин  $X$ ,  $Y$  и  $Z$  определяются выражениями  $p(x_k) = \sum_{m=1}^3 \sum_{n=1}^3 p_{k,m,n}$ ,  $p(y_m) = \sum_{k=1}^3 \sum_{n=1}^3 p_{k,m,n}$  и  $p(z_n) = \sum_{k=1}^3 \sum_{m=1}^3 p_{k,m,n}$ , а их математические ожидания равны:  $M(X) = \sum_{k=1}^3 x_k p(x_k)$ ,  $M(Y) = \sum_{m=1}^3 y_m p(y_m)$  и  $M(Z) = \sum_{n=1}^3 z_n p(z_n)$ . Значения коэффициентов вероятностной функции равны:  $P_1 = p_{1,1,1}$ ,  $P_2 = p_{1,1,2} + p_{1,2,1} + p_{2,1,1}$ ,  $P_3 = p_{1,1,3} + p_{1,3,1} + p_{3,1,1} + p_{1,2,2} + p_{2,1,2} + p_{2,2,1}$ ,  $P_4 = p_{1,2,3} + p_{2,1,3} + p_{2,3,1} + p_{1,3,2} + p_{3,1,2} + p_{3,2,1} + p_{2,2,2}$ ,  $P_5 = p_{1,3,3} + p_{3,1,3} + p_{3,3,1} + p_{2,2,3} + p_{2,3,2} + p_{3,2,2}$ ,  $P_6 = p_{2,3,3} + p_{3,2,3} + p_{3,3,2}$  и  $P_7 = p_{3,3,3}$ . Значения координат точек  $\xi_1 = 0$ ,  $\xi_2 = z_2 = y_2 = x_2$ ,  $\xi_3 = z_3 = y_3 = x_3 = y_2 + z_2 = x_2 + y_2$ ,  $\xi_4 = y_2 + z_3 = x_2 + y_3 = x_2 + z_3 = y_3 + z_2 = x_3 + z_2 = x_3 + y_2 = x_2 + y_2 + z_2$ ,  $\xi_5 = y_3 + z_3 = x_3 + z_3 = x_3 + y_3 = x_2 + y_2 + z_3 = x_2 + y_3 + z_2 = x_3 + y_2 + z_2$ ,  $\xi_6 = x_2 + y_3 + z_3 = x_3 + y_2 + z_3 = x_3 + y_3 + z_2$ ,  $\xi_7 = x_3 + y_3 + z_3$ . Умножим коэффициенты коэффициенты  $P_v$  на значения координат  $\xi_v$ , соответствующие точкам в которых определены коэффициенты, и группируем члены сумм, как и выше, получим:  $M(G') = M(X) + M(Y) + M(Z)$ .

Формулы для суммы дисперсии получается подобным образом. Легко показать, что при замене формулы преобразования  $y=x$  функцией  $y=-x$  формулы не изменятся.

**{A.26}** Теоремы о сумме математических ожиданий и дисперсий одномерных случайных величин «жестко связаны» с 1-м способом преобразования *двумерного* ( $n$ -мерного) распределения к *одномерному* распределению: они не имеют никакого отношения к сумме случайных величин.

Связь числовых характеристик распределений *произведения* и *суммы*, полученных 2-м способом преобразования системы, образованной совмещением случайных величин, с исходными характеристиками не определяется. Некоторые качественные выводы следуют из анализа формулы, которая определяет преобразования закона распределения *произведения* величин  $X$  и  $Y$ :  $P_{X \cdot Y}(0 \leq z < z_d) = \int_0^{z_d} p(x) dx \cdot \int_0^{z_d \cdot b/a} p(y) dy$  [10,60].



**Пример 17.** На рис.17 условно изображены законы распределения  $P_1(z)$  и  $P_2(z)$  случайных величин (штриховая и штрих пунктирная линии). Сплошной линией изображена функция  $P(z)$  произведения законов. Так как функции  $P_1(z)$  и  $P_2(z)$  монотонно возрастающие и ограничены  $0 \leq P_1(z), P_2(z) \leq 1$ , то при любом значении  $0 < z < 1$  выполняются неравенства  $P(z) < P_1(z)$  и  $P(z) < P_2(z)$ .

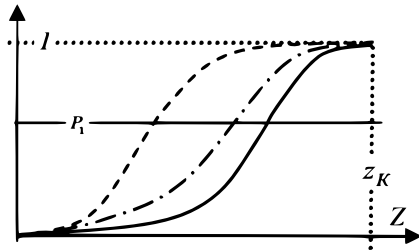


Рис. 18.

Для данного значения  $P = P_1$  (сплошная прямая), координата  $z = z(P_1)$  больше любого из значений  $z_1 = z_1(P_1)$  и  $z_2 = z_2(P_1)$  (функции  $z(P)$ ,  $z_1(P)$  и  $z_2(P)$  обратные к функциям  $P(z)$ ,  $P_1(z)$  и  $P_2(z)$ ). Следствие: начальная область медленного изменения функции  $P(z)$  шире, а область быстрого изменения уже аналогичных областей каждой из функций  $P_1(z)$  и  $P_2(z)$ .

Соответственно, расстояния между значениями вероятностей в области медленного изменения увеличиваются, а в области быстрого изменения уменьшаются. Т.е. значения вероятностей произведения теснее группируются к математическому ожиданию  $M(G)$ , чем вероятности каждой из функций  $P_1(z)$  и  $P_2(z)$  к своим математическим ожиданиям  $M(X)$  и  $M(Y)$ . Следовательно, математическое ожидание функции  $P(z)$  больше каждого из математических ожиданий функций, а дисперсия - меньше каждой из дисперсий.

Таким образом, из анализа следует:

**W.27.** Математическое ожидание распределения, полученного 2-м способом преобразования произведения величин  $X$  и  $Y$  системы, образованной их совмещением, больше максимального из математических ожиданий  $M(X)$  и  $M(Y)$ , а его дисперсия - меньше минимального из значений  $D(X)$  и  $D(Y)$ .

Из анализа выражения  $P_{X+Y}(0 \leq z < z_d) = \int_0^{z_d} p(x) dx + \int_0^{z_d \cdot b/a} p(y) dy - P_{X \cdot Y}(0 \leq z < z_d)$  закона распределения суммы величин [10,61] придем к противоположному результату:

**W.28.** Математическое ожидание распределения, полученного 2-м вариантом преобразования суммы величин  $X$  и  $Y$  системы, образованной их совмещением, меньше минимального из математических ожиданий  $M(X)$  и  $M(Y)$ , а его дисперсия - больше максимального из значений  $D(X)$  и  $D(Y)$ .

А как же быть с «доказательством озвученных теорем» данным в существующей теории? Как и в примере 15 (п.1, стр.49), необходимо разобраться, что они доказывают и какое отношение имеют эти доказательства к утверждениям в «теоремах».

**Замечание 15.** Нам неизвестно, когда и как появилось представление о сумме и произведении случайных величин, принятое в существующей теории: известно только то, что теоремы об их математических ожиданиях впервые доказаны П. Чебышевым. Доказательства теорем о математических ожиданиях, основаны на равенствах:  $M(X \pm Y) = \sum_{k=1}^K \sum_{n=1}^N (x_k \pm y_n) p_{k,n}$ ,  $M(X \cdot Y) = \sum_{k=1}^K \sum_{n=1}^N (x_k \cdot y_n) \cdot p_{k,n}$  (\*). Вероятно-

сти  $p_{k,n} = p(x_k, y_n)$  представляются в виде *двумерной* таблицы, т.е. определяют *двумерное* распределение. Суммы по столбцам или строкам таблицы  $\sum_{n=1}^N p_{k,n} = p_k = p(x_k)$ ,  $\sum_{k=1}^K p_{k,n} = p_n = p(y_n)$  (\*\*) определяют распределение *одномерных* величин  $X$  и  $Y$  с математическими ожиданиями  $M(X) = \sum_{k=1}^K x_k \cdot p_k$  и  $M(Y) = \sum_{n=1}^N y_n \cdot p_n$  соответственно. С учетом формул (\*\*), выражения для вычисления математических ожиданий принимают вид  $\sum_{k=1}^K \sum_{n=1}^N x_k \cdot p_{k,n}$  и  $\sum_{n=1}^N \sum_{k=1}^K y_n \cdot p_{k,n}$  (\*\*\*).

С другой стороны, учитывая *сочетательное* свойство *умножения* относительно *суммы* или *разности*  $(a \pm b) \cdot c = a \cdot c \pm b \cdot c$  действительных чисел, имеем  $(x_j \pm y_n) p_{j,n} = x_j \cdot p_{j,n} \pm y_n \cdot p_{j,n}$ . Следовательно, *сумма в правой части 1-го из равенств (\*)* равна  $\sum_{k=1}^K \sum_{n=1}^N (x_k \pm y_n) \cdot p_{k,n} = M(X) \pm M(Y)$ . Представив вероятности  $p_{k,n}$  в виде  $p_{k,n} = p_k p_n$ , в формулах (\*\*\*) получим произведения  $x_k \cdot p_k \cdot p_n$  и  $y_n \cdot p_k \cdot p_n$ . Учитывая *сочетательное* свойство *умножения*, имеем  $(x_k \cdot y_n)(p_k \cdot p_n) = (x_k \cdot p_k)(y_n \cdot p_n)$ . Следовательно, произведение в правой части 2-го из равенств (\*) равно  $\sum_{k=1}^K \sum_{n=1}^N (x_k \cdot y_n) \cdot p_{k,n} = M(X) \cdot M(Y)$ .

Таким образом, «теоремы доказывают», что *распределительное и сочетательное свойства умножения* для правых частей равенств «работают» и «работают» правильно. Вообще-то, это то, что принимается без доказательств<sup>45</sup> и опять, мягко говоря, «не совсем то что нужно», ибо требовалось доказать, что левая часть равна правой части равенства. Однако с этим, как мы видели выше, возникают проблемы. О проблеме, связанной с *произведением* случайных величин, поговорим при рассмотрении числовых характеристик распределений (*часть V исследований*).

В примере 16 рассмотрены *одинаковые вероятностные функции* случайных величин  $X^v$  и  $Y^v$  (где  $v=1,2$  – номер случайной величины). Однако можно взять *две любые разные последовательности* чисел и, проведя операции, выполненные в примере, получить множество других *двумерных дискретных* распределений. В любом случае *математические ожидания и дисперсии преобразованных распределений определяются суммами математических ожиданий и дисперсий величин  $X^v$  и  $Y^v$* .

Можно показать, что при *преобразовании 2-х непрерывных* распределений, получим такие же результаты. В случае *преобразования  $n$ -мерных* распределений, *математическое ожидание и дисперсия одномерного* распределения, полученного *преобразованием*, будут определяться *суммами математических ожиданий и дисперсий одномерных величин  $X_1, X_2, \dots, X_n$* .

## Список литературы

1. Б.В. Гнеденко. Курс теории вероятностей. Учебник – Изд. 6-е. – М. «Наука». Главная редакция физико-математической литературы, 1988г. – 448с
2. Л.Е Майстров. Теория вероятностей. Исторический очерк.– М: Наука, 1967. – 321с

<sup>45</sup> Есть очень большие сомнения в том, что это вообще можно «доказать»

3. О.Б. Шейнин. Теория вероятностей до П. Л. Чебышёва // Историко-математические исследования. – М.: Наука, 1978. – № 23. – с. 284-306
4. Я. Бернулли. О законе больших чисел. – М: Наука, 1986. – 176с
5. Википедия: История теории вероятностей.
6. В. Феллер. Введение в теорию вероятностей и ее приложения, В 2-х томах. Т.1: Пер. с англ. – М. «Мир» 1984. 528с.
7. В. Феллер. Введение в теорию вероятностей и ее приложения, В 2-х томах. Т.2: Пер. с англ. – М. «Мир» 1984. 738с.
8. Г. Корн, Т. Корн. Справочник по математике для научных работников и инженеров. – М. Главная редакция физико-математической литературы, 1984г. – 834с
9. А.Н. Колмогоров. Основные понятия теории вероятностей. – Изд.2-е – М. “Наука”. Главная редакция физико-математической литературы, 1980г. – 120с.
10. И.И. Бондарчук. Теория вероятностей и теория надежности: результаты уточнения основных понятий. – Вена. “East-West” Association for Advanced Studies and Education, 2017. – 166с
11. С.Н. Берштейн. Теория вероятностей. – Изд. 2-е – М.-Л. Государственное технико-теоретическое издательство, 1927, 364с
12. Н.В. Смирнов, И.В. Дунин-Барковский. Курс теории вероятностей и математической статистики. – Изд. 3-е - М. Главная редакция физико-математической литературы, 1969г. – 511с
13. Е.С. Вентцель. Теория вероятностей.- Изд. 7-е – М. Издательский центр «Академия», 2003. – 576с
14. А.А. Марков. Исчисление вероятностей. – Изд.4-е – М.-Л.: – Госиздат, – 1924. – 589с.
15. В.И. Гливенко. Курс теории вероятностей. – М.-Л. Государственное объединенное научно-техническое издательство, 1939г. ? 220с.
16. В.П. Чистяков. Курс теории вероятностей. – М. – «Наука». Главная редакция физико-математической литературы, 1978. – 224с
17. И.Н. Бронштейн, К.А. Семендяев. Справочник по математике для инженеров и учащихся ВТУЗОВ. – М. “Наука”, 1980г. – 976с
18. А.А. Боровков. Теория вероятностей: учебное пособие для вузов. – Изд.2-е – М. – «Наука». Главная редакция физико-математической литературы, 1986. – 432с.
19. И.И. Бондарчук. Теория вероятностей 1: «совершенство» или видимость? ч.1. Теории событий: критика существующих понятий и создание новой исходной системы понятий. – <https://iibondarchuk.github.io/>. 2018/ – 66с
20. В.И. Лотов. Теория вероятностей. Конспект лекций для студентов механико-математического факультета Новосибирского Государственного Университета
21. Г.М. Фихтенгольц. Курс дифференциального и интегрального исчисления. Т.1 – Изд. 6-е, стереотипное. – М. “Наука”. Главная редакция физико-математической литературы, 1966г. – 607с
22. Г.М. Фихтенгольц. Курс дифференциального и интегрального исчисления. Т.2 – Изд. 7-е, стереотипное. – М. “Наука”. Главная редакция физико-математической литературы, 1969г. – 800с
23. Г.М. Фихтенгольц. Курс дифференциального и интегрального исчисления. Т.3 – Изд. 5-е, стереотипное. – М. “Наука”. Главная редакция физико-математической литературы, 1969г. – 656с
24. Р. Дедекинд. Непрерывность и иррациональные числа. – Изд. 4-е.– Одесса. Mathesis, 1923. – 44с
25. С.А. Ануфриенко. Введение в теорию множеств и в комбинаторику, Учебное пособие. – Екатеринбург. УрГУ, 1998. – 62с

26. И.И. Бондарчук. Теория вероятностей 2: идеал или иллюзия? ч.II. Замечания к распределениям скоростей (импульсов, энергий) Максвелла-Больцмана, Бозе-Эйнштейна, Ферми-Дирака. – <https://iibondarchuk.github.io/>. 2019/ – 31с
27. М.М. Филоненко-Бородич, С.М. Изюмов, Б.А. Олисов, Л.И. Мальгинов. Курс сопротивления материалов. Часть первая. – Изд. 5-е – М. Государственное издательство физико-математической литературы, 1961г. – 656с
28. М. Тарг. Краткий курс теоретической механики. – Изд.5-е – М. “Наука”. Главная редакция физико-математической литературы, 1967г. – 480с
29. И.И. Бондарчук. Теория вероятностей 3: видимость совершенства! ч.III. Теория случайных величин: критика существующих исходных понятий и создание новой исходной системы. – <https://iibondarchuk.github.io/>. 2019/ – 106с !