2. Упрощения формулы Бернулли. Локальная теорема Муавра — Лапласа.

• *Теорема*. Если вероятность p наступления события A в каждом испытании постоянна и отлична от 0 и 1, то вероятность $P_{m,n}$ того, что событие A произойдет m раз в n независимых испытаниях при достаточно большом числе n, приближенно равна

$$P_{m,n} pprox rac{f(x)}{|npq|}, \ (3.7)$$
 докальная формула Муавра — Лапласа где $f(x) = rac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-x^2/2} \ (3.8)$ функция Гаусса $x = rac{m-np}{\sqrt{npq}}. \ (3.9)$

Приближенные значения вероятности $P_{m,n}$, даваемые локальной формулой Myaвpa-Лапласа на практике используются как точные при npq порядка двух и более десятков, т.е. при условии npq>20.

Для упрощения расчетов, связанных с применением формулы (3.7), составлена таблица значений функции f(x))

Лекция 4

Упрощения формулы Бернулли. Локальная теорема Муавра — Лапласа.

Свойства функции Γ аусса f(x) (3.8)

- 1. Функция f(x) является четной, т.е. f(-x) = f(x).
- 2. Функция f(x) монотонно убывающая при положительных значениях x, причем при $x \to \infty$ $f(x) \to 0$. (Практически можно считать, что уже при x > 4 $f(x) \approx 0$.)

Пример. В некоторой местности из каждых 100 семей 80 имеют холодильники. Найти вероятность того, что из 400 семей 300 имеют холодильники.

Решение. Вероятность того, что семья имеет холодильник, равна p = 80/100 = 0.8. Так как n = 100 достаточно велико (условие $npq = 100 - 0.8(1 - 0.8) = 64 \ge 20$ выполнено), то применяем локальную формулу Муавра — Лапласа.

Вначале определим по (3.9)
$$x = \frac{300 - 400 \cdot 0.8}{\sqrt{400 \cdot 0.8 \cdot 0.2}} = -2.50.$$

Тогда по формуле (3.7)
$$P_{300,400} \approx \frac{f(-2,50)}{\sqrt{100 \cdot 0,8 \cdot 0,2}} = \frac{f(2,50)}{\sqrt{64}} = \frac{0,0175}{8} \approx 0,0022$$

Интегральная теорема Муавра-Лапласа. Если вероятность p наступления события A в каждом испытании постоянна и отлична от 0 и 1, то вероятность того, что число m наступления события A в n независимых испытаниях заключено в пределах от a до b (включительно), при достаточно большом числе n приближенно равна

$$P_n(a \le m \le b) \approx \frac{1}{2} [\Phi(x_2) - \Phi(x_1)],$$
 (4.1)

где
$$\Phi(x) = \frac{2}{\sqrt{2\pi}} \int_0^x e^{-t^2/2} dt$$
 (4.2) - функция (или интеграл вероятностей) Лапласа; $x_1 = \frac{a - np}{\sqrt{npq}}, \quad x_2 = \frac{b - np}{\sqrt{npq}}.$ (4.3)

Свойства функции $\Phi(x)$

- 1. Функция $\Phi(x)$ нечетная, т.е. $\Phi(-x) = -\Phi(x)$.
- 2. Функция $\Phi(x)$ монотонно возрастающая, причем при $x \to \infty \to 1$ (практически можно считать, что уже при x > 4 $\Phi(x) \approx 1$).

Следствие интегральной теоремы Муавра-Лапласа. Если вероятность p наступления события A в каждом испытании постоянна и отлична от 0 и 1, то при достаточно большом числе n независимых испытаний вероятность того, что:

а) число m наступлений события A отличается от произведения np не более, чем на величину $\varepsilon > 0$ (по абсолютной величине), т.е.

$$P_n(|m-np| \le \varepsilon) \approx \Phi\left(\frac{\varepsilon}{\sqrt{npq}}\right);$$
 (4.4)

Следствие интегральной теоремы Муавра-Лапласа.

б) частость $\frac{m}{n}$ события A заключена в пределах от α до β (включительно), т.е.

$$P_n\left(\alpha \le \frac{m}{n} \le \beta\right) \approx \frac{1}{2} \left[\Phi(z_2) - \Phi(z_1)\right],\tag{4.5}$$

где
$$z_1 = \frac{\alpha - p}{\sqrt{pq/n}}, \quad z_2 = \frac{\beta - p}{\sqrt{pq/n}}.$$
 (4.6)

в) частость $\frac{m}{n}$ события A отличается от его вероятности p не более, чем на величину $\Delta > 0$ (по абсолютной величине), т.е.

$$P_n\left(\left|\frac{m}{n}-p\right| \le \Delta\right) \approx \Phi\left(\frac{\Delta\sqrt{n}}{\sqrt{pq}}\right).$$
 (4.7)

Следствие интегральной теоремы Муавра-Лапласа.

Доказательство. a) Неравенство $|m-np| \le \varepsilon$ равносильно двойному неравенству $np - \varepsilon \le m \le np + \varepsilon$.

Поэтому по интегральной формуле (4.1)

$$\begin{split} P_n\Big(\big|m-np\big| \leq \varepsilon\Big) &= P_n\Big(np-\varepsilon \leq m \leq np+\varepsilon\Big) \approx \\ &\approx \frac{1}{2}\Bigg[\Phi\bigg(\frac{p+\varepsilon-np}{\sqrt{npqn}}\bigg) - \Phi\bigg(\frac{np-\varepsilon-np}{\sqrt{npq}}\bigg)\Bigg] = \frac{1}{2}\Bigg[\Phi\bigg(\frac{\varepsilon}{\sqrt{npq}}\bigg) - \Phi\bigg(\frac{-\varepsilon}{\sqrt{npq}}\bigg)\Bigg] = \\ &= \frac{1}{2}\Bigg[\Phi\bigg(\frac{\varepsilon}{\sqrt{npq}}\bigg) + \Phi\bigg(\frac{\varepsilon}{\sqrt{npq}}\bigg)\Bigg] = \Phi\bigg(\frac{\varepsilon}{\sqrt{npq}}\bigg). \end{split}$$

б) Неравенство $\alpha \leq \frac{m}{n} \leq \beta$ равносильно неравенству $a \leq m \leq b$ при $a = n\alpha$ и $b = n\beta$.

Заменяя в формулах (4.1), (4.3) величины a и b полученными выражениями, получим доказываемые формулы (4.5) и (4.6).

в) Неравенство $\left| \frac{m}{n} - p \right| \le \Delta$ равносильно неравенству $\left| m - np \right| \le \Delta n$.

Заменяя в формуле (4.4) $\varepsilon = \Delta n$, получим доказываемую формулу (4.7).

Пример. По статистическим данным в среднем 87% новорожденных доживают до 50 лет. Найти вероятность того, что из 1000 новорожденных доля (частость) доживших до 50 лет будет: а) заключена в пределах от 0,9 до 0,95; б) будет отличаться от вероятности этого события не более, чем на 0,04 (по абсолютной величине).

Pешение. а) Вероятность p того, что новорожденный доживет до 50 лет, равна 0.87.

Так как n=1000 велико (условие npq=1000 - 0.87 - $0.13=113.1 \ge 20$ выполнено), то используем следствие интегральной теоремы Муавра-Лапласа.

Вначале определим по (4.6)
$$z_1 = \frac{0.9 - 0.87}{\sqrt{0.87 \cdot 0.13/1000}} = 2.82, \ z_2 = \frac{0.95 - 0.87}{\sqrt{0.87 \cdot 0.13/1000}} = 7.52.$$

Теперь по формуле (4.5)
$$P_{1000}\bigg(0.9 \le \frac{m}{n} \le 0.95\bigg) \approx \frac{1}{2} \big[\Phi(7,52) - \Phi(2,82)\big] =$$
$$= \frac{1}{2} \big(1 - 0.9952\big) = 0.0024.$$

б) По формуле (4.7)
$$P_{1000} \left(\left| \frac{m}{n} - 0.87 \right| \le 0.04 \right) \approx \Phi \left(\frac{0.04 \cdot \sqrt{1000}}{\sqrt{0.87 \cdot 0.13}} \right) = \Phi \left(3.76 \right) = 0.9998.$$

Так как неравенство $\left|\frac{m}{n}-0.87\right| \le 0.04$ равносильно неравенству $0.83 \le \frac{m}{n} \le 0.91$, полученный результат означает, что практически достоверно, что от 0.83 до 0.91 числа новорожденных из 1000 доживут до 50 лет.

Раздел 2. СЛУЧАЙНЫЕ ВЕЛИЧИНЫ

Тема: Понятие случайной величины. Числовые характеристики случайных величин

1. Понятие случайной величины. Закон распределения дискретной случайной величины

Под случайной величиной понимается переменная, которая в результате испытания в зависимости от случая принимает одно из возможного множества своих значений (какое именно – заранее не известно).

		•	
NUMANLI			величин:
		anndia	DUIMAMM.
	•/		

4) - 5) - HCB

- 1) число родившихся детей в течение суток в г. Севастополе; 1) - 3) - ДСВ
 - 2) количество бракованных изделий в данной партии;
 - 3) число произведенных выстрелов до первого попадания;
 - 4) дальность полета артиллерийского снаряда;
 - 5) расход электроэнергии на предприятии за месяц.

Случайная величина называется дискретной, если множество ее значений конечное, или бесконечное, но счетное.

Под непрерывной случайной величиной будем понимать бесконечное несчетное множество значений которой есть некоторый интервал (конечный или бесконечный) числовой оси.

1. Понятие случайной величины. Закон распределения дискретной случайной величины

• *Определение*. Случайной величиной X называется функция, заданная на множестве элементарных исходов (или в пространстве элементарных событий), т.е.

$$X = f(\omega),$$

где ω — элементарный исход (или элементарное событие, принадлежащее пространству Ω , т.е. $\omega \in \Omega$).

Определение. Законом распределения случайной величины называется всякое соотношение, устанавливающее связь между возможными значениями случайной величины и соответствующими им вероятностями.

Про случайную величину говорят, что она *«распределена» по данному* закону распределения или *«подчинена»* этому закону распределения.

Для дискретной случайной величины закон распределения может быть задан в виде таблицы, аналитически (в виде формулы) и графически.

1. Понятие случайной величины. Закон распределения дискретной случайной величины

• Простейшей формой задания закона распределения дискретной случайной величины X является $m a \delta n u \mu a$ (матрица), в которой перечислены в порядке возрастания все возможные значения случайной величины и соответствующие их вероятности, т.е.

или
$$X = \begin{pmatrix} x_1 & x_2 & \dots & x_n \\ p_1 & p_2 & \dots & p_n \end{pmatrix}$$

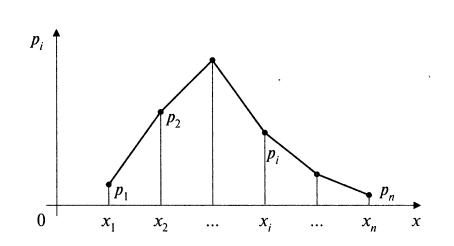
Такая таблица называется рядом распределения дискретной случайной величины.

Для любой дискретной случайной величины

$$\sum_{i=1}^{n} P(X = x_i) = \sum_{i=1}^{n} p_i = 1.$$
 (4.8)

Ряд распределения может быть изображен графически, если по оси абсцисс откладывать значения случайной величины, а по оси ординат - соответствующие их вероятности.

Соединение полученных точек образует ломаную, называемую *многоугольником или полигоном распределения вероятностей*



1. Понятие случайной величины. Закон распределения дискретной случайной величины

• Пример. В лотерее разыгрываются: автомобиль стоимостью 5000 ден. ед., 4 телевизора стоимостью 250 ден. ед., 5 видеомагнитофонов стоимостью 200 ден. ед. Всего продается 1000 билетов по 7 ден. ед. Составить закон распределения чистого выигрыша, полученного участником лотереи, купившим один билет.

Решение. Возможные значения случайной величины X - чистого выигрыша на один билет — равны 0-7=-7 ден. ед. (если билет не выиграл), 200-7=193, 250 - 7 = 243, 5000 - 7 = 4993 ден. ед.

Учтём, что из 1000 билетов число невыигравших составляет 990, а указанных выигрышей соответственно 5, 4 и 1.

Используя классическое определение вероятности, получим:

$$P(X=-7)=990/1000=0,990;$$
 $P(X=193)=5/1000=0,005;$

$$P(X=193)=5/1000=0.005$$

$$P(X=243)=4/1000=0,004;$$

$$P(X=243)=4/1000=0,004;$$
 $P(X=4993)=1/1000=0,001,$

т.е. ряд распределения

x_i	-7	193	243	4993
p_i	0,990	0,005	0,004	0,001

- Две случайные величины называются независимыми, если закон распределения одной из них не меняется от того, какие возможные значения приняла другая величина.
- Так, если дискретная случайная величина X может принимать значения x_i (i=1,2,...,n), а случайная величина Y значения y_j (j=1,2,...,m), то независимость дискретных случайных величин X и Y означает независимость событий $X=x_i$; и $Y=y_j$ при любых i=1,2,...,n и j=1,2,...,m.
- В противном случае случайные величины называются зависимыми.

1. Пусть даны две случайные величины:

<i>X</i> :	x_i	x_1	x_2	 x_n
	p_i	p_1	p_2	 p_n

<i>Y</i> :	y_j	<i>y</i> ₁	<i>y</i> ₂		y_m
	p_{j}	p_1	p_2	•••	p_m

- Произведением kX случайной величины X на постоянную величину k называется случайная величина, которая принимает значения kx_i с теми же вероятностями p_i (i = 1, 2, ..., n).
- m-й степенью случайной величины X, т.е. X^m , называется случайная величина, которая принимает значения x_i^m с теми же вероятностями p_i (i= 1, 2, ..., n).

Пример. Дана случайная величина *X*:

x_i	-2	1	2
p_i	0,5	0,3	0,2

Найти закон распределения случайных величин: a) Y = 3X; б) $Z = X^2$.

Решение. а) Значения случайной величины Z будут,: 3(-2) = -6; $3\cdot 1 = 3$; $3\cdot 2 = 6$ с теми же вероятностями 0.5; 0.3; 0.2, т.е.

$Y: y_i$		-6	3	6
	p_i	0,5	0,3	0,2

б) Значения случайной величины Z будут: (- 2)·2 =4, 1·2 = 1, 2·2 = 4 с теми же вероятностями 0,5; 0-,3; 0,2.

Так как значение Z=4 может быть получено возведением в квадрат значений (- 2) с вероятностью 0,5 и (+2) с вероятностью 0,2, то по теореме сложения P(Z=4)=0,5+0,2=0,7. Итак, закон распределения случайной величины

$$z_i$$
 1 4 p_i 0,3 0,7

2. Суммой (разностью или произведением) случайных величин X и Y называется случайная величина, которая принимает все возможные значения вида $x_i + y_j$ ($x_i - y_j$ или $x_i \cdot y_j$), где i = 1, 2, ..., n; j = 1, 2, ..., m, с вероятностями p_{ij} того, что случайная величина X примет значение x_i , а Y — значение y_i :

$$p_{ij} = P[(X = x_i)(Y = y_j)].$$

• Если случайные величины X и Y независимы, т.е. независимы любые события $X=x_i$ $Y=y_j$ то по теореме умножения вероятностей для независимых событий

$$p_{ij} = P(X = x_i) \cdot P(Y = y_j) = p_i \cdot p_j. \tag{4.9}$$

3. Математическое ожидание дискретной случайной величины

Определение. Математическим ожиданием, или средним значением, M(X) дискретной случайной величины X называется сумма произведений всех ее значений на соответствующие им вероятности:

 $M(X) = \sum_{i=1}^{n} x_i p_i.$ (4.10)

• Если дискретная случайная величина X принимает бесконечное, но счетное множество значений $x_1, x_2, ..., x_n, ...$ математическим ожиданием, или средним значением, такой дискретной случайной величины называется сумма ряда (если он абсолютно сходится):

$$M(X) = \sum_{i=1}^{\infty} x_i p_i.$$
 (4.11)

Так как ряд (4.11) может и расходиться, то соответствующая случайная величина может и не иметь математического ожидания.

X :	x_i	2	22	23	 2^i	•••
	p_i	1/2	1/22	$1/2^{3}$	 $1/2^{i}$	

3. Математическое ожидание дискретной случайной величины

Свойства математического ожидания

- 1. Математическое ожидание постоянной величины равно самой постоянной: M(C)=C (4.12)
- 2. Постоянный множитель можно выносить за знак математического ожидания, т.е.

$$M(kX) = kM(X). (4.13)$$

3. Математическое ожидание алгебраической суммы конечного числа случайных величин равно такой же сумме их математических ожиданий, т.е.1

$$M(X \pm Y) = M(X) \pm M(Y).$$
 (4.14)

4. Математическое ожидание произведения конечного числа независимых случайных величин равно произведению их математических ожидании

$$M(XY) = M(X)M(Y) \tag{4.15}$$

3. Математическое ожидание дискретной случайной величины

5. Если все значения случайной величины увеличить (уменьшить) на постоянную C, то на эту же постоянную C увеличится (уменьшится) математическое ожидание этой случайной величины:

$$M(X\pm C) = M(X)\pm C. \tag{4.16}$$

6. Математическое ожидание отклонения случайной величины от ее математического ожидания равно нулю:

$$M[X-M(X)]=0.$$
 (4.17)

Пример. Найти математическое ожидание случайной величины Z=8X-5Y+7, если известно, что M(X)=3, M(Y)=2.

Решение. Используя свойства 1, 2, 3 математического ожидания, найдем M(Z) = 8M(X) - 5M(Y) + 7 = 8.3 - 5.2 + 7 = 21.

4. Дисперсия дискретной случайной величины

Определение. Дисперсией D(X) случайной величины X называется математическое ожидание квадрата ее отклонения от математического ожидания:

$$D(X) = M[X - M(X)]^2 (4.18)$$

или

$$D(X) = M(X - a)^2$$
, где $a = M(X)$.

Дисперсия ДСВ X- это мера рассеивания возможных значений X относительно центра распределения, и она равняется математическому ожиданию квадрата отклонения ДСВ X от её математического ожидания. Обозначают дисперсию D(X) или Dx.

Математическое ожидание квадрата отклонения случайной величины X от постоянной величины C минимально именно тогда, когда эта постоянная C равна математическому ожиданию M(X) = a, т.е.

$$\min_{C} M(X-C)^2 = M(X-a)^2 = D(X)$$
.

4. Дисперсия дискретной случайной величины

Если случайная величина X — дискретная с конечным числом значений, то $D(X) = \sum_{i=1}^{n} (x_i - a)^2 p_i. \tag{4.19}$

Если случайная величина X — дискретная с бесконечным, но счетным множеством значений, то

$$D(X) = \sum_{i=1}^{\infty} (x_i - a)^2 p_i.$$
 (4.20)

(если ряд в правой части сходится).

Дисперсия D(X) имеет размерность квадрата случайной величины, что не всегда удобно. Поэтому в качестве показателя рассеяния используют также величину $\sqrt{D(X)}$.

Определение. Средним квадратическим отклонением (стандартным отклонением или стандартом) от случайной величины X называется арифметическое значение корня квадратного из ее дисперсии:

$$\sigma_{\mathbf{x}} = \sqrt{D(X)}.\tag{4.21}$$

4. Дисперсия дискретной случайной величины

Oсновные свойства D(X):

- 1. D(X)≥0, для любой ДСВ X.
- 2. D(C)=0, где C= const.
- 3. $D(CX) = C^2D(X)$, C = const.
- 4. $D(X)=M(X^2)-(M(X))^2$

$$D(X) = \sum_{k=1}^{n} x_k^2 p_k - (\sum_{n=1}^{m} x_n p_k)^2$$

5.
$$D(X_1 \pm X_2 \pm \pm X_n) = D(X_1) + D(X_2) + ... + D(X_n)$$
.