

## ТЕМА №10

**АНАЛИТИЧЕН И СХЕМАТИЧЕН МЕТОД ЗА РЕШАВАНЕ НА ВЕРОЯТНОСТНИ ЗАДАЧИ.  
МНОГОКРАТНО ПОВТОРЕНИЕ НА СЛУЧАЕН ОПИТ С ДВА И ПОВЕЧЕ ВЪЗМОЖНИ ИЗХОДА.  
АНАЛИТИЧНО И СХЕМАТИЧНО РЕШАВАНЕ НА СТАНДАРТНИТЕ ЗАДАЧИ ЗА МНОГОКРАТНО  
ПОВТОРЕНИЕ НА СЛУЧАЕН ОПИТИ С ДВА И ПОВЕЧЕ ВЪЗМОЖНИ ИЗХОДА**

**1. Понятие за биомна схема (схема на Бернули).**

Нека  $A$  е регулярно събитие, свързано с даден опит. Това означава, че при всяко реализиране на този опит, вероятността за настъпване на събитието  $A$  е една и съща. Да допуснем, че  $P(A)=p$ . В такъв случай, за вероятността на противоположното на събитието  $A$ , ще е изпълнено:  $P(\bar{A})=1-p=q$ .

Когато един такъв опит бъде повторен  $n$  пъти, се казва, че е налице *n-кратно повторение на случаен опит с два възможни изхода* или – *биомна схема (схема на Бернули) с параметри  $n$  и  $p$* .

Биомните схеми(схемите на Бернули) с параметри  $n$  и  $p$  се означават накратко със символа  $B(n;p)$ .

**Примери:**

1) При всяко хвърляне на зар, вероятността на събитието  $A=\{\text{пада се } 2\}$  е една и съща, като  $P(A)=1/6$ , а  $P(\bar{A})=1-1/6=5/6$ . Следователно 5-кратното хвърляне на един зар представлява биомна схема с параметри  $n=5$  и  $p=1/6$ , т.е.  $B(5;1/6)$ .

2) При всеки произведен изстрел едно лице улучва дадена мишена с вероятност  $p=0.8$  (и не улучва с вероятност  $q=1-0.8=0.2$ ). В такъв случай, последователното произвеждане на 10 изстрела по мишената, от въпросното лице, представлява биомна схема с параметри  $n=10$  и  $p=0.8$ , т.е.  $B(10;0.8)$ .

3) При ваксиниране на едно лице с дадена ваксина, вероятността за страничен ефект на ваксината е  $p=0.005$  (вероятността за отсъствие на страничен ефект е  $q=1-0.005=0.995$ ). В такъв случай, последователното произвеждане на 1000 ваксинации с въпросната ваксина, представлява биомна схема с параметри  $n=1000$  и  $p=0.005$ , т.е.  $B(1000;0.005)$ .

**2. Основни свойства на биомните схеми.**

Да допуснем, че е налице биомна схема от тип  $B(n;p)$ . Това означава, че случайният опит на биомната схема се повтаря  $n$  пъти, вероятността на интересувашото ни събитие  $A$  е  $P(A)=p$ , а на неговото противоположно  $\bar{A}$  е  $P(\bar{A})=1-p=q$ .

Да означим с  $P_n(k)$  вероятността на събитието „при  $n$ -те повторения на опита, събитието  $A$  настъпва точно  $k$  пъти”.

Величината  $K$ , която приема за стойност броя на настъпванията на събитието  $A$ , при  $n$ -те повторения на опита в биомната схема  $B(n;p)$ , представлява *случайна величина* с множество от възможни стойности  $K=0,1,2,\dots,n$ .

Биомните схеми от тип  $B(n;p)$  представляват  $n$ -кратно повтаряне на случаен опит с множество на възможните изходи  $\Omega=\{A, \bar{A}\}$ . В такъв случай, съгласно подточка А) на т. 5 от четвъртата тема на практикума, алтернативите(изходите) на биомните схеми от тип  $B(n;p)$  ще удовлетворяват следните свойства:

1) Броят на различните възможни алтернативи (изходи) на биомната схема  $B(n;p)$  е равен на  $|\Omega^n|=|\Omega|^n=2^n$

2) Всяка възможна алтернатива(изход) на биомната схема  $B(n;p)$  представлява наредена  $n$ -торка, съставена със събитията  $A$  и  $\bar{A}$ .

3) Броят на алтернативите(изходите) на биомната схема  $B(n;p)$ , в които събитието  $A$  настъпва  $k$  пъти, а събитието  $\bar{A}$  –  $(n-k)$  пъти, е равен на  $C_n^k$ .

4) Множеството от възможните алтернативи(изходи) на биомната схема  $B(n;p)$  съвпада и може да се опише с множеството на простите едночлени от развитието на бинома  $(A+\bar{A})^n$  и с множеството  $\Omega^n$ , където  $\Omega=\{A, \bar{A}\}$ .

За биомните схеми от тип  $B(n;p)$ , са в сила и следните допълнителни свойства:

**Свойство 1)**  $P_n(k)=C_n^k \cdot p^k \cdot q^{n-k}$  (формула на Бернули)

**Доказателство:** Да допуснем, че в резултат от реализирането на биомната схема  $B(n;p)$ , е настъпила алтернативата, при която събитието  $A$  е настъпило първите  $k$  пъти, а следващите  $(n-k)$  пъти е настъпило събитието  $\bar{A}$ . Тази специална алтернатива-резултат на биомната схема ще настъпи тогава и само тогава, когато настъпят едновременно всички съставлящи я събития. А това означава да настъпи тяхното произведение. Следователно, въпросната алтернатива-резултат, може да се представи по следния начин:

$$\frac{A \cap A \cap \dots \cap A \cap \bar{A} \cap \bar{A} \cap \dots \cap \bar{A}}{k\text{-пъти} \quad (n-k)\text{-пъти}}$$

Отчитайки, че всички съдържащи се в това произведение събития са независими (всички те имат фиксирани вероятности), за вероятността на горното произведение от събития, ще получим:

$$\begin{aligned}
 P(A \cap A \cap \dots \cap A \cap \bar{A} \cap \bar{A} \cap \dots \cap \bar{A}) &= P(A) \times P(A) \dots \times P(A) \times P(\bar{A}) \times P(\bar{A}) \dots \times P(\bar{A}) \\
 &= \frac{p \times p \dots \times p}{k\text{-пъти}} \times \frac{q \times q \dots \times q}{(n-k)\text{-пъти}} \\
 &= p^k \cdot q^{(n-k)}
 \end{aligned}$$

Съгласно свойство 3) на биомните схеми от тип  $B(n;p)$ , броят на алтернативите  $\bar{A}$ , при които при които събитието  $A$  е настъпило  $k$  пъти, а събитието  $\bar{A}$  е настъпило  $(n - k)$  пъти, е равен на  $C_n^k$ . Лесно се съобразява, че всяка една от тези  $C_n^k$  алтернативи на горната биомна схема има същата вероятност  $p^k \cdot q^{(n-k)}$  и всеки две от тези  $C_n^k$  алтернативи са несъвместими (т.е. не могат да настъпят едновременно). Това означава, че вероятността на сумата на тези  $C_n^k$  алтернативи е равна на сумата от техните вероятности, т.е. на  $C_n^k \cdot p^k \cdot q^{n-k}$ , защото всички те са равни на едно и също число  $p^k \cdot q^{(n-k)}$ .

Но вероятността на сумата на тези  $C_n^k$  алтернативи задава вероятността при  $n$ -те повторения на опита събитието  $A$  да е настъпило  $k$  пъти, а събитието  $\bar{A}$  да е настъпило  $(n - k)$  пъти, т.е. вероятността  $P_n(k)$ .

Следователно:

$$P_n(k) = C_n^k \cdot p^k \cdot q^{n-k}$$

С това, формулата на Бернули е доказана.

#### Следствия от формулата на Бернули:

а) Нека  $P_n(n)$  е вероятността на събитието „при  $n$  повторения на опита от биомната схема  $B(n;p)$ , събитието  $A$  настъпва  $n$  пъти“. Тогава:

$$P_n(n) = C_n^n \cdot p^n \cdot q^0 = p^n, \text{ т.к. } C_n^n = 1, \text{ и } q^0 = 1$$

б) Нека  $B = \{\text{събитието } A \text{ не настъпва поне веднъж}\}$ . Вероятността на това събитие може да се означаи по няколко еквивалентни начина - с  $P(B)$ , с  $P_n(k < n)$  и с  $P_n(k \leq n-1)$ . За нея очевидно ще е изпълнено:

$$P(B) = P_n(k < n) = P_n(k \leq n-1) = 1 - P(\bar{B}) = 1 - P_n(n) = 1 - p^n$$

в) Нека  $P_n(0)$  е вероятността на събитието „при  $n$  повторения на опита от биомната схема  $B(n;p)$ , събитието  $A$  не настъпва нито веднъж“. Тогава:

$$P_n(0) = C_n^0 \cdot p^0 \cdot q^n = q^n, \text{ т.к. } C_n^0 = 1, \text{ и } p^0 = 1$$

г) Нека  $C = \{\text{събитието } A \text{ настъпва поне веднъж}\}$ . Вероятността на това събитие може да се означаи по няколко еквивалентни начина - с  $P(C)$ , с  $P_n(k > 0)$  и с  $P_n(k \geq 1)$ . За нея очевидно ще е изпълнено:

$$P(C) = P_n(k > 0) = P_n(k \geq 1) = 1 - P(\bar{C}) = 1 - P_n(0) = 1 - q^n$$

д) Да означим с  $P_n(k \geq k_1)$  вероятността на събитието „при  $n$ -те повторения на опита от биомната схема  $B(n;p)$ , събитието  $A$  настъпва не по-малко от  $k_1$  пъти“. Тогава очевидно ще е изпълнено:

$$P_n(k \geq k_1) = P_n(k_1) + P_n(k_1+1) + \dots + P_n(n) = \sum_{i=k_1}^n C_n^i \cdot p^i \cdot q^{n-i}$$

е) Да означим с  $P_n(k \leq k_2)$  вероятността на събитието „при  $n$ -те повторения на опита от биомната схема  $B(n;p)$ , събитието  $A$  настъпва не повече от  $k_2$  пъти“. Тогава очевидно ще е изпълнено:

$$P_n(k \leq k_2) = P_n(0) + P_n(1) + P_n(2) + \dots + P_n(k_2) = \sum_{i=0}^{k_2} C_n^i \cdot p^i \cdot q^{n-i}$$

ж) Да означим с  $P_n(k_1 \leq k \leq k_2)$  вероятността на събитието „при  $n$ -те повторения на опита от биомната схема  $B(n;p)$ , събитието  $A$  настъпва не по-малко от  $k_1$  пъти и не повече от  $k_2$  пъти“. Тогава очевидно ще е изпълнено:

$$P_n(k_1 \leq k \leq k_2) = \sum_{i=k_1}^{k_2} C_n^i \cdot p^i \cdot q^{n-i}$$

з) Вероятностите  $P_n(k)$ , за  $k$ -кратно настъпване на събитието  $A$ , при реализиране на биомната схема  $B(n;p)$ , са равни на съответните приведени едночлени в развитието на бинома  $(p + q)^n$ , където  $q = 1 - p$ .

И наистина:

$$(p + q)^n = \sum_{k=0}^n C_n^k p^k q^{n-k} = \sum_{k=0}^n P_n(k)$$

Следователно, при развиване на бинома  $(p + q)^n$  и привеждане на подобните прости едночлени в него, ще получим сумата на всевъзможните вероятности  $P_n(k)$  за биномната схема  $B(n;p)$ .

**Свойство 2)** Най-вероятната стойност  $N$  на случайната величина  $K$ , при  $n$ -те повторения на опита от биномната схема  $B(n;p)$  е  $N=[(n+1).p]$ , където  $[(n+1).p]$ , означава цялата част на числото  $(n+1).p$ .

Така например  $[22/7]=3$ , т.к.  $22/7=3.14$ . Когато числото  $(n+1).p=m$  е цяло, то еднакво най-вероятни са две стойности:  $N_1=m$  и  $N_2=m-1$ .

**Свойство 3)** Необходимият брой повторения на опита от биномната схема  $B(n;p)$ , които трябва да се извършат, за да сме сигурни с вероятност не по-малка от  $P$ , че събитието  $A$ , с вероятност  $P(A)=p$ , ще настъпи поне веднъж, удовлетворява следното неравенство:

$$n \geq \frac{\ln(1-P)}{\ln(1-p)}$$

Когато събитието  $A$  представлява ефективно действие на някакво лекарство, числото  $n$  се означава с  $NNT$  (Number Needed to Treat). При  $NNT=1$  се счита че лекарството е 100% ефективно. А при  $NNT>5$  лекарството се счита за неефективно.

Когато събитието  $A$  представлява рисково странично действие на някакво лекарство, числото  $n$  се означава с  $NNH$  (Number Needed to Harm). При  $NNH=1$  се счита че лекарството е 100% рисково. А при  $NNH>100$  лекарството се счита за слабо рисково.

### 3. Стандартни задачи за биомните схеми и методи за тяхното решаване.

Задачите за биомните схеми, които могат да се решат с представените в Свойство 1, 2 и 3 на предната точка формули, се наричат *стандартни задачи за биомните схеми от тип  $B(n;p)$* .

За решаването на тези стандартни задачи съществуват два метода – аналитичен и схематичен.

При аналитичния метод, решаването на стандартните задачи за биомните схеми се извършва с помощта на представените в Свойство 1, 2 и 3 на предната точка формули.

При схематичния метод, решаването на стандартните задачи за биомните схеми се извършва с помощта на вероятностната схема на биомната схема.

### 4. Аналитичен метод за решаване на стандартните задачи за биомните схеми.

Ще демонстрираме аналитичния метод за решаване на задачи за биомните схеми, с помощта на един конкретен пример.

**Пример:** Едно лице произвежда 10 изстрела в една цел. При всеки един от 10-те изстрела, вероятността лицето да улови целта е една и съща  $p=0.8$ . (Очевидно в случая е налице биомна схема с параметри  $n=10$ ,  $p=0.8$ , т.е.  $B(10,0.8)$ ).

Да се определи:

1) Каква е вероятността лицето да улови целта точно 4 пъти?

Съгласно Свойство 1 на биомните схеми, за търсената вероятност ще имаме:

$$P_{10}(4) = C_{10}^4 0.8^4 0.2^6$$

2) Каква е вероятността лицето да улови целта и 10-те пъти?

Съгласно следствие а), за търсената вероятност ще имаме:

$$P_{10}(10) = p^{10} = 0.8^{10}$$

3) Каква е вероятността на събитието  $B=\{\text{лицето да не улови целта поне веднъж}\}$ ?

Съгласно следствие б), за търсената вероятност ще имаме:

$$P_{10}(B) = P_{10}(k < n) = 1 - p^{10} = 1 - 0.8^{10}$$

4) Каква е вероятността лицето да не улови целта и 10-те пъти?

Съгласно следствие в), за търсената вероятност ще имаме:

$$P_{10}(0) = q^{10} = 0.2^{10}$$

5) Каква е вероятността на събитието  $C=\{\text{лицето да улови целта поне веднъж}\}$ ?

Съгласно следствие г), за търсената вероятност ще имаме:

$$P(C) = P_{10}(k > 0) = 1 - q^{10} = 1 - 0.2^{10}$$

6) Каква е вероятността лицето да улови целта не по-малко от 7 пъти?

Съгласно следствие д), за търсената вероятност ще имаме:

$$P_{10}(k \geq 7) = \sum_{i=7}^{10} C_{10}^i \cdot 0.8^i \cdot 0.2^{10-i}$$

7) Каква е вероятността лицето да улови целта не повече от 6 пъти?

Съгласно следствие е), за търсената вероятност ще имаме:

$$P_{10}(k \leq 6) = \sum_{i=0}^6 C_{10}^i 0.8^i 0.2^{10-i}$$

8) Каква е вероятността лицето да улови целта не по-малко от 3 пъти и не повече от 7 пъти?  
Съгласно следствие ж), за търсената вероятност ще имаме:

$$P_{10}(3 \leq k \leq 7) = \sum_{i=3}^7 C_{10}^i 0.8^i 0.2^{10-i}$$

9) Кой е най-вероятният брой  $N$  на точните попадения в целта, при проведените десет изстрела?  
Съгласно свойство 2 на биномните схеми, за търсения брой ще имаме:

$$N = [(10+1) \cdot 0.8] = [11.0,8] = [8,8] = 8$$

10) Колко изстрела трябва да произведе лицето по целта, за да е сигурно с вероятност не по-малка от  $P=0.9$ , че ще улови целта поне веднъж?

Съгласно свойство 3 на биномните схеми, за търсения брой  $n$  на изстрелите ще имаме:

$$n \geq \frac{\ln(1-0.9)}{\ln(1-0.8)} = \frac{\ln(0.1)}{\ln(0.2)} \approx 1.43, \text{ т.е. при } n \geq 2$$

### 5. Схематично решаване на стандартните задачи за биомната схема.

Вече ни е известно, че броят на алтернативите на биомната схема от тип  $B(n;p)$  е  $2^n$ . Поради това, схематичния метод е неподходящ за решаване на стандартните задачи за биомни схеми с големи стойности на параметъра  $n$ . Защото ще се получи вероятностна схема с твърде много алтернативи. При  $n=5$ , например, ще се получи вероятностна схема с  $2^5=32$  алтернативи.

При неголеми стойности на параметъра  $n$ , за дадена биомна схема от тип  $B(n;p)$ , например  $n=2, 3$  и  $4$ , решаването на стандартните задачи за тази схема, може да се извърши не само по приведените в т. 3 от настоящата тема формули (т.е. аналитично), но и схематично, въз основа на вероятностната схема на биомната схема и схематичните правила за намиране на вероятност на сума и на произведение на събития.

Ще демонстрираме схематичния метод за решаване на стандартните задачи за биомните схеми от тип  $B(n;p)$ , с неголеми стойности за параметъра  $n$ , с помощта на един конкретен пример:

**Пример:** Един лекар преглежда последователно три различни пациента. При всеки от извършените прегледи, вероятността  $P(A)$  на събитието  $A=\{\text{лекарят поставя правилна диагноза}\}$  е една и съща -  $P(A)=0.6$ . Да се построи вероятностната схема на описания случаен опит от гледна точка на събитието  $A$  и да се определят по нея вероятностите на следните събития:

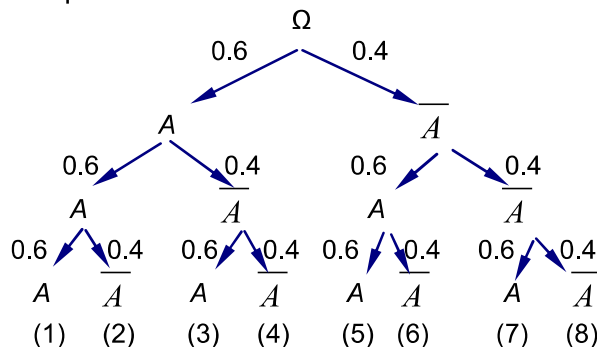
- 1)  $P_3(0)=\{\text{събитието } A \text{ не настъпва нито веднъж}\};$
- 2)  $P_3(1)=\{\text{събитието } A \text{ настъпва само веднъж}\};$
- 3)  $P_3(2)=\{\text{събитието } A \text{ настъпва само два пъти}\};$
- 4)  $P_3(3)=\{\text{събитието } A \text{ настъпва и трите пъти}\};$
- 5)  $P_3(k < 3)=\{\text{събитието } A \text{ не настъпва поне веднъж}\};$
- 6)  $P_3(k > 0)=\{\text{събитието } A \text{ настъпва поне веднъж}\};$
- 7)  $P_3(k \geq 2)=\{\text{събитието } A \text{ настъпва поне два пъти}\};$
- 8)  $P_3(k \leq 2)=\{\text{събитието } A \text{ настъпва не повече от два пъти}\}.$

Определете най-вероятния брой  $K$  на правилните диагнози при извършените три прегледа.

Колко прегледа трябва да направи от лекарят, за да е сигурен с вероятност, не по-малка от  $P=0.9$ , че поне един от прегледите ще е с правилна диагноза?

**Решение:** Очевидно в случая е налице биомна схема (схема на Бернули) с параметри  $n=3$  и  $p=0.6$ , т.е.  $B(3, 0.6)$ . Следователно  $q=1-p=1-0.6=0.4$ .

Лесно се съобразява, че вероятностната схема на описаната биомна схема има следния вид:



Имайки в предвид построената вероятностна схема на описаната биномна схема, правилата за намиране на вероятността  $P(i)$  на  $i$  - тата алтернатива на случаен опит и схематичното правило за реализиране на формулата за вероятност на сума от несъвместими събития, лесно се съобразява, че за търсените в условието на задачата вероятности  $P_3(k)$ , съответно ще е изпълнено:

- 1)  $P_3(0)=P(8)=0.4^3=0.064$
- 2)  $P_3(1)=P(4)+P(6)+P(7)=3 \cdot (0.6) \cdot (0.4)^2=0.338$
- 3)  $P_3(2)=P(2)+P(3)+P(5)=3 \cdot (0.6)^2 \cdot (0.4)=0.432$
- 4)  $P_3(3)=P(1)=0.6^3=0.216$
- 5)  $P_3(k<3)=1-P_3(3)=1-0.6^3=1-0.216=0.784$
- 6)  $P_3(k>0)=1-P_3(0)=1-0.4^3=1-0.064=0.936$
- 7)  $P_3(k\geq 2)=P_3(2)+P_3(3)=P(2)+P(3)+P(5)+P(8)=3 \cdot (0.6)^2 \cdot (0.4)+0.6^3=0.432+0.216=0.648$
- 8) Първи начин:  $P_3(k\leq 2)=P_3(0)+P_3(1)+P_3(2)$   
 $=0.4^3+3 \cdot (0.6) \cdot (0.4)^2+3 \cdot (0.6)^2 \cdot (0.4)$   
 $=0.064+0.338+0.432=0.784$

Втори начин:  $P_3(k\leq 2)=P_3(k<3)=1-P_3(3)=1-0.6^3=1-0.216=0.784$ .

**Забележка:** Същите вероятности ще получим, ако използваме формулите от Свойство 1 и неговите следствия от т. 2 на настоящата тема.

За определяне на най-вероятният брой на правилните диагнози, които лекарят ще постави при извършените от него три прегледа, е необходимо да направим две неща:

- 1) Да уточним кои са възможните стойности за броя на правилните диагнози при извършените три прегледа. Очевидно това са числата 0, 1, 2 и 3.
- 2) Да пресметнем вероятностите на възможните стойности за броя на правилните диагнози при извършените три прегледа. Това вече е направено:  $P_3(0)=0.064$ ,  $P_3(1)=0.338$ ,  $P_3(2)=0.432$  и  $P_3(3)=0.216$ .
- 3) Да намерим най-голямата сред вероятностите  $P_3(0)$ ,  $P_3(1)$ ,  $P_3(2)$  и  $P_3(3)$ . Очевидно това е вероятността  $P_3(2)=0.432$ . Следователно, най-вероятния брой  $N$  на правилните диагнози при извършените три прегледа е 2.

**Забележка:** Същият резултат ще получим, ако използваме формулата от Свойство 2 на т. 2:

$$N=[(n+1)p]=[4.0,6]=[2,4]=2$$

Що се отнася до броят  $n$  на прегледите, които трябва да се направят от лекаря, за да е сигурно с вероятност, не по-малка от  $P=0,9$ , че ще е налице поне една правилна диагноза, можем да постъпим по следния начин:

- 1) При  $n=1$ , вероятността за правилна диагноза е  $P_1(k>0)=1-P_1(0)=1-q=1-0.4=0,6<0,9$ .

Следователно един преглед не е достатъчен.

- 2) При  $n=2$ , вероятността за поне една правилна диагноза е  $P_2(k>0)=1-P_2(0)=1-0.4^2=0,84<0,9$

Следователно и два прегледа не са достатъчни.

- 3) При  $n=3$ , вероятността за поне една правилна диагноза е  $P_3(k>0)=1-P_3(0)=1-0.4^3=0,946>0,9$

Следователно 3 прегледа са напълно достатъчни, за да имаме сигурност не по-малка от  $P=0,9$ , че поне един от прегледите ще е с правилна диагноза.

**Забележка:** Същият резултат ще получим, ако използваме формулата от Свойство 3 на т. 2:

## 6. Асимптотични свойства на биномните схеми.

В тази точка ще обсъдим две полезни свойства на биномните схеми от тип  $B(n;p)$ , които са в сила при големи стойности на  $n$ . По тази причина, тези техни свойства се наричат *асимптотични*.

1) При големи стойности на  $n$  ( $n>50$ ) и не много малки или много големи стойности на  $p$  ( $0,2\leq p\leq 0,8$ ), за оценка на вероятността  $P_n(k)$  е удобно да се използва следната приближена формула:

$$P_n(k) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2}, \text{ където } \mu=n.p, \sigma=\sqrt{n.p.q}$$

Тази формула се нарича *формула на Лаплас*, а величините  $\mu$  и  $\sigma$  – *нейни параметри*.

Причина за замяната на точната формула за пресмятане на  $P_n(k)$  (формулата на Бернули) с приближената формула на Лаплас е в това, че при големи стойности на  $n$  ( $n>50$ ) пресмятането на биномния

коэффициент и степените на вероятностите в точната формула на Бернули е неудобно и трудоемко за ръчно или калкулаторно осъществяване.

**Пример:** Един лекар поставя грешна диагноза с вероятност  $p=0,2$ . Известно е, че той е поставил общо  $n=100$  диагнози. Определете:

- 1) Каква е вероятността броя на грешните диагнози сред 100-те поставени да е 0?
- 2) Каква е вероятността броя на грешните диагнози сред 100-те поставени да е по-толям от 1?
- 3) Каква е вероятността броя на грешните диагнози сред 100-те поставени да е 24?
- 4) Кой е най-вероятният брой  $N$  на неправилните диагнози?
- 5) Колко диагнози трябва да постави лекарят, за да е сигурно с  $P.=0.95$ , че поне една от тях ще е грешна?

**Решение:** Очевидно тук е налице биномна схема с параметри  $n=100$  и  $p=0.2$ , в която и двата параметъра удовлетворяват изискванията за прилагане на формулата на Лаплас. По тази причина, вместо точната формула на Бернули, за определяне на търсената вероятност е по-удачно да се използва приближената формула на Лаплас.

Първата стъпка при използване на формулата на Лаплас е да се пресметнат стойностите на параметрите  $\mu$  и  $\sigma$ . Като се ползваме от формулите за тяхното пресмятане, ще получим:

$$\mu = n \cdot p = 100 \cdot 0,2 = 20$$

$$\sigma = \sqrt{n \cdot p \cdot q} = \sqrt{100 \cdot 0,2 \cdot 0,8} = \sqrt{16} = 4.$$

Втората стъпка при използване на формулата на Лаплас е да се пресметнат стойностите на търсените вероятности:

- 1) За вероятността сред 100-те поставени диагнози да няма нито една грешна, ще имаме:

$$P_{100}(0) = \frac{1}{4\sqrt{2\pi}} \cdot e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{0-20}{4}\right)^2} = \frac{1}{4\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{25}{32}} = \frac{0.46}{4\sqrt{2\pi \cdot e}} = \frac{0.46}{16.5} = 0.027$$

- 2) За вероятността сред 100-те поставени диагнози да има поне една грешна, ще имаме:

$$P_{100}(k > 0) = 1 - P_{100}(0) = 1 - 0.027 = 0.973$$

- 3) За вероятността сред 100-те поставени диагнози да има 24 грешни, ще имаме:

$$P_{100}(24) = \frac{1}{4\sqrt{2\pi}} \cdot e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{24-20}{4}\right)^2} = \frac{1}{4\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}} = \frac{1}{4\sqrt{2\pi \cdot e}} = \frac{1}{16.5} = 0.06$$

**Забележка:** Последният аритметичен израз може да се пресметне значително по-просто от този, който се представя от точната формула:

$$P_{100}(24) = C_{100}^{24} 0.2^{24} 0.8^{76}$$

- 4) За най-вероятният брой  $N$  на грешните диагнози, сред 100-те поставени, ще е изпълнено:

$$N = [(100+1) \cdot 0,2] = [20,2] = 20.$$

- 5) За минималния брой  $n$  на диагнозите, които трябва да постави лекарят, за да е сигурно с  $P.=0.95$ , че поне една от тях ще е грешна, ще е имаме:

$$n \geq \frac{\ln(1-P)}{\ln(1-p)} = \frac{\ln(1-0,95)}{\ln(1-0,2)} = \frac{\ln(0.05)}{\ln(0.8)} = \frac{-2,99573}{-0,22314} = 13,42513$$

Следователно са необходими минимум 14 диагнози, за да се постигне желаната увереност, че поне една от тях ще е грешна.

- 2) При големи стойности на  $n$  ( $n > 100$ ) и много малки стойности на  $p$  ( $p < 0,01$ ), за оценка на вероятността  $P_n(k)$  е удобно да се използва следната приближена формула:

$$P_n(k) = \frac{\lambda^k}{k!} \cdot e^{-\lambda}, \text{ където } \lambda = n \cdot p$$

Тази формула се нарича *формула на Поасон*, а величината  $\lambda$  – *неин параметър*.

**Следствие 1:**  $P_n(0) = \frac{\lambda^0}{0!} \cdot e^{-\lambda} = e^{-\lambda}$ , т.к.  $\lambda^0=1$  и  $0!=1$ ;

**Следствие 2:**  $P_n(k \geq 1) = P_n(k > 0) = 1 - P_n(0) = 1 - e^{-\lambda}$ .

**Пример:** Вероятността да се допусне грешка при обработката на една кръвна проба е  $p=0,001$ . Предстои да бъде извършена обработка на 2000 кръвни проби. Определете:

- 1) Каква е вероятността да не се допусне нито грешка при обработката на кръвните проби?
- 2) Каква е вероятността да се допусне грешка при поне една обработка на кръвна проба?
- 3) Каква е вероятността да се допуснат 2 грешка при обработката на кръвните проба?
- 4) Кой ще е най-вероятният брой  $N$  на грешните обработки на кръвни проби?

5) Колко кръвни проби трябва да бъдат обработени, за да е сигурно с  $P=0.95$ , че поне една от тях ще е обработена грешно?

**Решение:** Очевидно тук е налице биномна схема с параметри  $n=2000$  и  $p=0.001$ , в която и двата параметъра удовлетворяват изискванията за прилагане на формулата на Поасон. По тази причина, вместо точната формула на Бернули, за определяне на търсената вероятност е по-удачно да се използва приближената формула на Поасон.

Първата стъпка при използване на формулата на Поасон е да се пресметне стойността на параметъра  $\lambda$ . Като се възползваме от формулата за неговото пресмятане, ще получим:

$$\lambda = 2000 \cdot 0,001 = 2$$

Втората стъпка при използване на формулата на Поасон или на нейните дв следствия, е да се пресметнат стойностите на търсените в подусловия 1) и 2) вероятности:

1) Съгласно формулата на Поасон, за търсената вероятност  $P_{2000}(0)$  (сред 2000 обработени кръвни проби да няма нито една грешна) ще имаме:

$$P_{2000}(0) = \frac{2^0}{0!} \cdot e^{-2} = e^{-2} = 0.14$$

2) Съгласно формулата на Поасон, за търсената вероятност  $P_{2000}(k \geq 1)$  (сред 2000 обработени кръвни проби да има поне една грешна) ще имаме:

$$P_{2000}(k \geq 1) = P_{2000}(k > 0) = 1 - P_{2000}(0) = 1 - e^{-2} = 0.86$$

3) Съгласно формулата на Поасон, за търсената вероятност  $P_{2000}(2)$  (сред 2000 обработени кръвни проби да има две грешни) ще имаме:

$$P_{2000}(2) = \frac{2^2}{2!} \cdot e^{-2} = \frac{e^{-2}}{2} = 0.07$$

6) От свойство 3 на биномните схеми намираме, че за най-вероятният брой  $N$  на грешно обработените кръвни проби, сред обработените 2000 такива, ще имаме:

$$N = [(2000+1) \cdot 0,001] = [2,1] = 2$$

7) От свойство 4 на биномните схеми следва, че за минималния брой на кръвните проби, които трябва да бъдат обработени, за да е сигурно с  $P=0.95$ , че поне една от тях ще е грешно обработена, ще е имаме:

$$n \geq \frac{\ln(1-P)}{\ln(1-p)} = \frac{\ln(1-0,95)}{\ln(1-0,001)} = \frac{\ln(0.05)}{\ln(0.999)} = \frac{-2,99573}{-0,001} = 2994,234$$

Следователно е необходимо да бъдат обработени минимум 2995 кръвни проби, за да постигнем желаната увереност, че поне една от тях ще е обработен грешно.

## 7. Понятие за к-номна схема (обобщена схема на Бернули).

Налице е случаен опит с  $k$  възможни изхода  $A_1, A_2, \dots, A_k$ , които имат една и съща вероятност за настъпване  $P(A_i) = p_i, i=1, 2, \dots, k$ , при всяко реализиране на опита.

Когато един такъв опит бъде повторен  $n$  пъти, се казва, че е налице  $n$ -кратно повторение на случаен опит с  $k$  възможни изхода или –  $k$ -номна схема (обобщена схема на Бернули) с параметри  $n, p_1, p_2, \dots, p_k$ .

$k$ -номните схеми (обобщените схеми на Бернули) с параметри с параметри  $n, p_1, p_2, \dots, p_k$  се означават накратко със символа  $B(n; p_1, p_2, \dots, p_k)$ .

### Примери:

1) При всяко хвърляне на зар, се пада един от шест възможни изхода – 1, 2, 3, 4, 5, 6. При това тези изходи се падат с една и съща вероятност –  $1/6$ , при всяко реализиране на опита. Следователно 5-кратното хвърляне на един зар представлява триномна схема от тип  $B(5; 1/6, 1/6, 1/6, 1/6, 1/6, 1/6)$ .

2) Едно заболяване се проявява в заболялия от него с една от три различни форми А, В и С. Известно е, че при едно болно от това заболяване лице формата А се проявява с вероятност 0,2, формата В – с вероятност 0,3, а формата С – с вероятност 0,5. В такъв случай, разболяването на 10 лица от това заболяване, представлява триномна схема от тип  $B(10; 0,2, 0,3, 0,5)$  по отношение на изходите А, В и С.

## 8. Основни свойства на к-номните схеми.

Да допуснем, че е налице  $k$ -номна схема от тип  $B(n; p_1, p_2, \dots, p_k)$ . Това означава, че случайният опит на  $k$ -номната схема се повтаря  $n$  пъти и притежава  $k$  различни изхода  $A_1, A_2, \dots, A_k$ , които настъпват с вероятности  $P(A_i) = p_i$ , където  $i=1, 2, \dots, k$ , при всяко реализиране на опита.

Да означим с  $P_n(n_1, n_2, \dots, n_k)$  вероятността на събитието „при реализиране на  $k$ -номна схема  $B(n; p_1, p_2, \dots, p_k)$ , изходът  $A_i$  настъпва точно  $n_i$  пъти“,  $i=1, 2, \dots, k$ . Ясно е, че числата  $n_1, n_2, \dots, n_k$  трябва да са цели неотрицателни и за тях да е изпълнено равенството  $n_1 + n_2 + \dots + n_k = n$ ,

Лесно се съобразява, че к-номните схеми от тип  $B(n; p_1, p_2, \dots, p_k)$  представляват  $n$ -кратно повтаряне на опит с множество на възможните изходи  $\Omega = \{A_1, A_2, \dots, A_k\}$ . В такъв случай, съгласно подточка В) на т. 5 от четвъртата тема на практикума, к-номните схеми от тип  $B(n; p_1, p_2, \dots, p_k)$  ще удовлетворяват следните свойства:

1) Броят на различните възможни алтернативи (изходи) на к-номната схема  $B(n; p_1, p_2, \dots, p_k)$  е равен на  $|\Omega^n| = |\Omega|^n = k^n$

2) Всяка възможна алтернатива (изход) на к-номната схема  $B(n; p_1, p_2, \dots, p_k)$  представлява наредена  $n$ -торка, съставена с изходите  $A_1, A_2, \dots, A_k$ .

3) Броят на алтернативите (изходите) на к-номната схема  $B(n; p)$ , при които изходът  $A_1$  настъпва  $n_1$  пъти, изходът  $A_2$  настъпва  $n_2$  пъти, ..., а изходът  $A_k$  настъпва  $n_k$  пъти, където  $n_1 + n_2 + \dots + n_k = n$ , е равен на

$$C_n^{n_1, n_2, \dots, n_k}.$$

4) Множеството от възможните алтернативи (изходи) на к-номната схема  $B(n; p_1, p_2, \dots, p_k)$  съвпада и може да се опише с множеството на простите едночлени от развитието на к-нома  $(A_1 + A_2 + \dots + A_k)^n$  и с множеството  $\Omega^n$ , където  $\Omega = \{A_1, A_2, \dots, A_k\}$ .

За к-номните схеми от тип  $B(n; p_1, p_2, \dots, p_k)$  е в сила и следното допълнително свойство:

$$5) P_n(n_1, n_2, \dots, n_k) = C_n^{n_1, n_2, \dots, n_k} \cdot p_1^{n_1} \cdot p_2^{n_2} \cdot \dots \cdot p_k^{n_k} \cdot \text{(обобщена формула на Бернули)}$$

**Доказателство:** Да допуснем, че в резултат от реализирането на к-номната схема  $B(n; p_1, p_2, \dots, p_k)$ , е настъпила алтернативата, при която изходът  $A_1$  е настъпил първите  $n_1$  пъти, изходът  $A_2$  е настъпил следващите  $n_2$  пъти, ..., а изходът  $A_k$  е настъпил последните  $n_k$  пъти. В такъв случай, въпросната алтернатива-резултат, може да се представи по следния начин:

$$\underbrace{A_1 \cap A_1 \cap \dots \cap A_1}_{n_1\text{-пъти}} \cap \underbrace{A_2 \cap A_2 \cap \dots \cap A_2}_{n_2\text{-пъти}} \cap \dots \cap \underbrace{A_k \cap A_k \cap \dots \cap A_k}_{n_k\text{-пъти}}$$

Отчитайки, че всички съдържащи се в този израз събития са независими – всички те имат фиксирани вероятности, за вероятността на горното произведение от събития, ще получим:

$$\begin{aligned} & P(A_1 \cap A_1 \cap \dots \cap A_1 \cap A_2 \cap A_2 \cap \dots \cap A_2 \cap \dots \cap A_k \cap A_k \cap \dots \cap A_k) \\ &= P(A_1) \times P(A_1) \times \dots \times P(A_1) \times P(A_2) \times P(A_2) \times \dots \times P(A_2) \times \dots \times P(A_k) \times P(A_k) \times \dots \times P(A_k) \\ &= \underbrace{p_1 \times p_1 \times \dots \times p_1}_{n_1\text{-пъти}} \times \underbrace{p_2 \times p_2 \times \dots \times p_2}_{n_2\text{-пъти}} \times \dots \times \underbrace{p_k \times p_k \times \dots \times p_k}_{n_k\text{-пъти}} \\ &= p_1^{n_1} \cdot p_2^{n_2} \cdot \dots \cdot p_k^{n_k} \end{aligned}$$

Съгласно свойство 3) на к-номните схеми, броят на всички алтернативи (изходи) на к-номната схема, при които изходът  $A_1$  е настъпил  $n_1$  пъти, изходът  $A_2$  е настъпил  $n_2$  пъти, ..., а изходът  $A_k$  е

настъпил  $n_k$  пъти, е равен на  $C_n^{n_1, n_2, \dots, n_k}$ . Лесно се съобразява, че всяка една от тези  $C_n^{n_1, n_2, \dots, n_k}$

алтернативи на к-номната схема има същата вероятност  $p_1^{n_1} \cdot p_2^{n_2} \cdot \dots \cdot p_k^{n_k}$  и всеки две от тези

$C_n^{n_1, n_2, \dots, n_k}$  алтернативи са несъвместими (т.е. не могат да настъпят едновременно). Това означава, че

вероятността на сумата на тези  $C_n^{n_1, n_2, \dots, n_k}$  алтернативи е равна на сумата от техните вероятности, т.е. на

$C_n^{n_1, n_2, \dots, n_k} \cdot p_1^{n_1} \cdot p_2^{n_2} \cdot \dots \cdot p_k^{n_k}$ , защото всички те имат една и съща вероятност  $p_1^{n_1} \cdot p_2^{n_2} \cdot \dots \cdot p_k^{n_k}$ .

Но вероятността на сумата на тези  $C_n^{n_1, n_2, \dots, n_k}$  алтернативи задава вероятността на събитието „при реализиране на к-номната схема  $B(n; p_1, p_2, \dots, p_k)$  изходът  $A_1$  настъпва  $n_1$  пъти, изходът  $A_2$  настъпва  $n_2$  пъти, ..., а изходът  $A_k$  настъпва  $n_k$  пъти, където е  $n_1 + n_2 + \dots + n_k = n$ “, т.е. на  $P_n(n_1, n_2, \dots, n_k)$ .

Следователно:

$$P_n(n_1, n_2, \dots, n_k) = C_n^{n_1, n_2, \dots, n_k} \cdot p_1^{n_1} \cdot p_2^{n_2} \cdot \dots \cdot p_k^{n_k}.$$

С това, обобщената формула на Бернули е доказана.

Следствия от обобщената формула на Бернули:

1) Вероятността при реализирането на к-номната схема от тип  $B(n; p_1, p_2, \dots, p_k)$  събитието  $A_1$  да настъпи всеки път (т.е.  $n$  пъти), е равна на:

$$P_n(n, 0, \dots, 0) = C_n^{n, 0, \dots, 0} \cdot p_1^n \cdot p_2^0 \cdot \dots \cdot p_k^0 = p_1^n$$

2) Вероятността при реализирането на к-номната схема от тип  $B(n; p_1, p_2, \dots, p_k)$  събитието  $A_1$  да не настъпи нито веднъж (т.е. да настъпи 0 пъти), е равна на:



$$P_n(0, n_2, \dots, n_k) = \sum_{n_2+n_3+\dots+n_k=n} C_n^{0, n_2, \dots, n_k} \cdot p_1^0 \cdot p_2^{n_2} \dots p_k^{n_k} = \sum_{n_2+n_3+\dots+n_k=n} C_n^{n_2, \dots, n_k} \cdot p_2^{n_2} \dots p_k^{n_k}$$

- 3) Вероятността при реализирането на к-номната схема от тип  $V(n; p_1, p_2, \dots, p_k)$  събитието  $A_1$  да не настъпи поне веднъж, е равна на:

$$P_n(n_1 < n, n_2, \dots, n_k) = 1 - P_n(n, 0, \dots, 0) = 1 - p_1^n$$

- 4) Вероятността при реализирането на к-номната схема от тип  $V(n; p_1, p_2, \dots, p_k)$  събитието  $A_1$  да настъпи поне веднъж, е равна на:

$$P_n(n_1 > 0, n_2, \dots, n_k) = 1 - P_n(0, n_2, \dots, n_k) = \sum_{n_2+n_3+\dots+n_k=n} C_n^{n_2, \dots, n_k} \cdot p_2^{n_2} \dots p_k^{n_k}$$

**Забележка:** Сумиранията в горните две формули се извършват по всички възможни неотрицателни числа  $n_2, n_3, \dots, n_k$ , за които  $n_2 + n_3 + \dots + n_k = n$ .

- 5) Вероятностите  $P_n(n_1, n_2, \dots, n_k)$ , от обобщената формула на Бернули, са равни на съответните приведени членове в развитието на к-нома  $(p_1 + p_2 + \dots + p_k)^n$ .

И наистина:

$$(p_1 + p_2 + \dots + p_k)^n = \sum_{n_1, n_2, \dots, n_k} C_n^{n_1, n_2, \dots, n_k} p_1^{n_1} \cdot p_2^{n_2} \dots p_k^{n_k} = \sum_{n_1, n_2, \dots, n_k} C_n^{n_1, n_2, \dots, n_k} P_n(n_1, n_2, \dots, n_k)$$

Следователно, при развиване на к-нома  $(p_1 + p_2 + \dots + p_k)^n$  и привеждане на подобните прости едночлени в него, ще получим сумата на всевъзможните вероятности  $P_n(n_1, n_2, \dots, n_k)$  за к-номната схема  $V(n; p_1, p_2, \dots, p_k)$ .

## 9. Стандартни задачи за к-номните схеми и методи за тяхното решаване.

Задачите за к-номните схеми, които могат да се решат с представените в Свойства 1-5 на предната точка формули, се наричат *стандартни задачи за к-номните схеми от тип  $V(n; p_1, p_2, \dots, p_k)$* .

Решаването на стандартните задачи за к-номните схеми с помощта на представените в Свойства 1-5 на предната точка формули, се нарича *аналитичен метод за решаване на стандартните задачи за биномните схеми от тип  $V(n; p_1, p_2, \dots, p_k)$* .

Аналитичният метод е единственият подходящ метод за решаването на въпросните стандартни задачи. Схематичният метод в този случай е неподходящ, поради големия брой алтернативи на к-номната схема.

## 10. Аналитичен метод за решаване на стандартните задачи за к-номните схеми.

Ще демонстрираме аналитичния метод за решаване на задачи за к-номните схеми  $V(n; p_1, p_2, \dots, p_k)$ , с помощта на един конкретен пример.

**Пример:** Едно заболяване се проявява в заболявания от него с една от три различни форми А, В и С. Известно е, че при едно болно от това заболяване лице формата А се проявява с вероятност 0,2, формата В – с вероятност 0,3, а формата С – с вероятност 0,5. За даден период от време са регистрирани 8 случая на това заболяване.

Определете:

- 1) Общият брой N на възможните алтернативи за проява на формите А, В и С, при тези осем нови случая.
- 2) Вероятността сред осемте регистрирани случая 1 да е с формата А, 3 с формата В и 4 с формата С.
- 3) Вероятността всички регистрирани да са болни от формата А на заболяването.
- 4) Вероятността нито един от регистрираните да не е болен от форма А на заболяването.
- 5) Вероятността поне един от регистрираните да не е болен от формата А на заболяването.
- 6) Вероятността поне един от регистрираните да е болен от формата А на заболяването.

**Решение:**

Лесно се съобразява, че за всяко болно от това заболяване ще са възможни три различни изхода по отношение на формата на заболяването – А, В и С. В такъв случай, регистрираните 8 случая на заболяване от това заболяване, представлява триномна схема от тип  $V(8; 0.2, 0.3, 0.5)$ .

Що се отнася до решенията на поставените стандартни задачи, те са следните:

- 1) Съгласно свойство 1 на к-номните схеми, за общият брой N на възможните алтернативи за проява на формите А, В и С, при тези осем нови случая на заболяване ще имаме:  $N=3^8$ .
- 2) Съгласно обобщената формула на Бернули, вероятността сред осемте регистрирани случая 1 да са с формата А, 3 да са с формата В и 4 да са с формата С, е равна на:

$$P_8(1, 3, 4) = C_8^{1, 3, 4} \cdot 0.2^1 \cdot 0.3^3 \cdot 0.5^4$$

- 3) Съгласно обобщената формула на Бернули, вероятността всички регистрирани да са болни от формата А на заболяването, е равна на:

$$P_8(8, 0, 0) = C_8^{8,0,0} \cdot 0.2^8 \cdot 0.3^0 \cdot 0.5^0 = 0.2^8$$

- 4) Съгласно обобщената формула на Бернули, вероятността нито един от регистрираните да не е болен от формата А на заболяването, е равна на:

$$P_8(0, n_2, n_3) = \sum_{n_2+n_3=8} C_8^{0,n_2,n_3} 0.2^0 \cdot 0.3^{n_2} \cdot 0.5^{n_3} = \sum_{n_2+n_3=8} C_8^{0,n_2,n_3} 0.3^{n_2} \cdot 0.5^{n_3}$$

- 5) Съгласно обобщената формула на Бернули, вероятността поне един от регистрираните да не е болен от формата А на заболяването, е равна на:

$$P_8(n_1 < 8, n_2, n_3) = 1 - P_8(8, 0, 0) = 1 - 0.2^8$$

- 6) Съгласно обобщената формула на Бернули, вероятността поне един от регистрираните да е болен от формата А на заболяването, е равна на:

$$P_8(n_1 > 0, n_2, n_3) = 1 - P_8(0, n_2, n_3) = 1 - \sum_{n_2+n_3=8} C_8^{0,n_2,n_3} 0.3^{n_2} \cdot 0.5^{n_3}$$

**Забележка:** Сумиранията във формулите от подточки 4) и 5) се извършват по всички възможни неотрицателни числа  $n_2$  и  $n_3$ , за които  $n_2 + n_3 = 8$ .

## ТЕМА №11

### ДИСКРЕТНИ СЛУЧАЙНИ ВЕЛИЧИНИ

#### 1. Понятие за дискретна случайна величина.

Величина, която приема своите стойности случайно, но в съответствие с някакъв детерминиран вероятностен /честотен/ закон, се нарича *случайна величина*.

##### Примери:

1/ Величината  $X$ , която приема за стойност числото, което се е паднало при хвърляне на зар. Тази случайна величина ще приема допустимите си стойности случайно, но с една и съща вероятност/честота/  $1/6$ . В такъв случай казваме, че  $X$  е *равномерно разпределена случайна величина*.

2/ Величината  $K$ , която приема за стойност броя на настъпването на събитието А в схемата на Бернули с параметри  $n$  и  $p$ , т.е. в  $B(n;p)$ . Тази случайна величина ще приема допустимите си стойности  $k=0,1,2, \dots, n$  случайно, но с вероятност/честота/:

$$P_n(k) = C_n^k \cdot p^k \cdot q^{n-k}$$

Тъй като вероятностите/честотите/ за различните стойности на величината  $K$  не са равни помежду си, казваме, че  $K$  е *неравномерно разпределена случайна величина*.

Случайна величина, която приема краен брой стойности се нарича *дискретна случайна величина*.

Горните две случайни величини очевидно са дискретни случайни величини. При реализирането си, тези дискретни случайни величини ще приемат една от своите допустими стойности, но предварително не е ясно точно коя от тях.

#### 2. Основни характеристики и свойства на дискретните случайни величини/ДСВ/.

Нека  $X$  е ДСВ с множество на допустимите значения  $X_1, X_2, \dots, X_n$ . Факта, че при реализирането си, ДСВ  $X$  е приела стойност  $X_i$ , ще означаваме с  $X=X_i$ , а вероятността  $X$  да приеме стойността  $X_i$ , при реализирането си, ще означаваме с  $P(X=X_i)$ .

Да допуснем, че ДСВ  $X$  приема своите допустими стойности със следните вероятности:

$$P(X=X_i) = p_i, i=1, 2, \dots, n.$$

Ще разграничаваме следните характеристики на ДСВ  $X$ :

1/ **Закон за разпределение на ДСВ  $X$ .** Под закон на разпределение на ДСВ  $X$  ще разбираме таблицата:

$X$	$x_1$	$x_2$	....	$x_n$
$P$	$p_1$	$p_2$	....	$p_n$

Законът за разпределение на една ДСВ  $X$  показва с каква относителна честота тя ще приема своите допустими стойности, при голям брой пъти реализации на същата.

Стойността на  $X$  с най-малка вероятност, се нарича най-малко вероятна, а стойността  $y$  с най-голяма вероятност – най-вероятна.

Важно свойство на закона за разпределение на една ДСВ е следното:

$$p_1 + p_2 + \dots + p_n = \sum_{i=1}^n p_i = 1$$

**2/Математическо очакване на ДСВ X.** Означава се с  $E(X)$  и се пресмята се по формулата:

$$E(X) = x_1 \cdot p_1 + x_2 \cdot p_2 + \dots + x_n \cdot p_n = \sum_{i=1}^n x_i \cdot p_i$$

Математическото очакване на ДСВ X показва каква ще бъде средната стойност на X при голям брой нейни реализации.

**3/Отклонение на ДСВ X от средната стойност на X.** Означава се с  $X - E(X)$ . За всяка конкретна стойност  $x_i$  на X, отклонението на X от средната стойност на X се пресмята по формулата  $x_i - E(X)$ ,  $i=1, 2, \dots, n$ .

Величината  $X - E(X)$  представлява ДСВ, която има същия закон на разпределение, както и ДСВ X. Само дето на мястото на стойностите на X, в закона за разпределение на X, трябва да поставим съответните стойности на  $X - E(X)$ . В резултат на това ще получим следния закон за разпределение на ДСВ  $X - E(X)$ :

$X - E(X)$	$x_1 - E(X)$	$x_2 - E(X)$	....	$x_n - E(X)$
P	$p_1$	$p_2$	....	$p_n$

Величината  $(X - E(X))^2$  представлява ДСВ, която има същия закон на разпределение, както и ДСВ X. Само дето на мястото на стойностите на X, в закона за разпределение на X, трябва да поставим съответните стойности на  $(X - E(X))^2$ . В резултат на това ще получим следния закон за разпределение на  $(X - E(X))^2$ :

$(X - E(X))^2$	$(x_1 - E(X))^2$	$(x_2 - E(X))^2$	....	$(x_n - E(X))^2$
P	$p_1$	$p_2$	....	$p_n$

ДСВ  $(X - E(X))^2$  се нарича „квадрат на отклонението на X от средната стойност на X“.

**4/Дисперсия на ДСВ X.** Пресмята се по формулата:

$$D(X) = E((X - E(X))^2) = \sum_{i=1}^n (x_i - E(X))^2 \cdot p_i$$

Дисперсията на ДСВ X показва каква ще бъде средната стойност на ДСВ  $(X - E(X))^2$ , т.е. на квадрата на отклонението на X от средната стойност на X, при голям брой реализации на X.

В сила следната удобна формула за пресмятане на дисперсията:

$$D(X) = E(X^2) - E(X)^2$$

Величината  $X^2$  от последната формула е ДСВ, която има същия закон на разпределение, както и ДСВ X. Само дето на мястото на стойностите на X, в закона за разпределение на X, трябва да поставим съответно стойности на  $X^2$ . В резултат на това ще получим следния закон за разпределение на  $X^2$ :

$X^2$	$x_1^2$	$x_2^2$	....	$x_n^2$
P	$p_1$	$p_2$	....	$p_n$

С помощта на горната таблица лесно се пресмята математическото очакване/т.е. средната/  $E(X^2)$  на ДСВ  $X^2$ .

$$E(X^2) = x_1^2 \cdot p_1 + x_2^2 \cdot p_2 + \dots + x_n^2 \cdot p_n = \sum_{i=1}^n x_i^2 \cdot p_i$$

**5/Стандартно отклонение на ДСВ X.** Пресмята се по формулата:

$$\sigma(X) = \sqrt{D(X)}$$

Стандартното отклонение на ДСВ X показва каква ще бъде средната стойност на ДСВ  $|X - E(X)|$ , т.е. на абсолютната стойност на отклоненията на X от средната стойност на X, при голям брой нейни реализации. Или казано с други думи: „Средно с колко ще се отклоняват стойностите на ДСВ X от нейната средна стойност“.

**Пример:** Социологическа анкета в едно общество показва, че 30% от сключващите брак желаят да имат 1 дете, 50% - желаят да имат две деца и 20% - желаят да имат 3 деца. Нека X е ДСВ, която приема за

стойност броя на децата на произволно избрано семейство от това общество. Определете закона за разпределение на  $X$  и нейната средна стойност, дисперсия и стандартно отклонение.

**Решение:** Лесно се събозажава, че ДСВ  $X$  има следния закон за разпределение:

$X$	1	2	3
$P$	0,3	0,5	0,2

Следователно за средната стойност на  $X$  ще имаме.:

$$E(X) = 1 \times 0,3 + 2 \times 0,5 + 3 \times 0,2 = 1,9$$

За да пресметнем дисперсията на ДСВ  $X$  ще трябва да намерим средната стойност на ДСВ  $X^2$ . За целта е необходимо да запишем нейния закон на разпределение:

$X^2$	1	4	9
$P$	0,3	0,5	0,2

Следователно

$$E(X^2) = 1 \times 0,3 + 4 \times 0,5 + 9 \times 0,2 = 4,1$$

Тогава за дисперсията на ДСВ  $X$ , ще имаме:

$$D(X) = E(X^2) - E(X)^2 = 4,1 - (1,9)^2 = 0,49$$

За стандартното отклонение на ДСВ  $X$ , т.е. средното отклонение на  $X$  от средната ѝ стойност, ще имаме:

$$\sigma(X) = \sqrt{D(X)} = \sqrt{0,49} = 0,7$$

Следователно, средния брой деца, които ще има едно семейство в това общество ще е 1,9, като действителния брой на децата в едно семейство ще се отклонява от този среден брой средно с 0,7.

*(темата ще продължи в следващата лекция)*