

## Оглавление

метода .....	1
Варики .....	11
В11 .....	11
В12 .....	13
В18 .....	14
В16 .....	17
Хз.....	18

### метода

*Схема Бернулли:*

Пусть проведено  $n$  независимых испытаний, каждое из которых заканчивается либо «успехом» с вероятностью  $p$ , либо «неудачей» с вероятностью  $q=1-p$ . Тогда вероятность появления  $m$  «успехов» вычисляется по формуле Бернулли

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

Вероятность появления  $m_1 \leq m \leq m_2$  «успехов» считается по формуле Бернулли для отрезка

$$P_n(m_1 \leq m \leq m_2) = \sum_{m=m_1}^{m_2} C_n^m \cdot p^m \cdot q^{n-m}$$

Зависимость вероятности  $P_n(m)$  от числа «успехов»  $m$ ;  $n=10$ .

### **§12. Предельная теорема Пуассона**

Теорема. Пусть число испытаний достаточно велико ( $n \rightarrow \infty$ ), а вероятность появления интересующего нас события в каждом испытании достаточно мала ( $p \rightarrow 0$ ), тогда вероятность

$$P_n(m) = \frac{\lambda^m}{m!} e^{-\lambda}, \text{ где } \lambda = np \in (0; \infty), m=0,1,2,\dots,n$$

Замечание 1: на практике формулу Пуассона используют обычно когда  $n > 100$ , а  $npq \leq 9$ .

Замечание 2: поскольку  $p \rightarrow 0$ , то теорему называют законом редких явлений.

Показательство

### §13. Локальная теорема Муавра-Лапласа

Теорема. Пусть число испытаний достаточно велико ( $n \rightarrow \infty$ ), а вероятность появления интересующего нас события в каждом испытании постоянна и отлична от 0 и 1, тогда

$$P_n(m) = \frac{1}{\sqrt{npq}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}, \text{ где } x = \frac{m - np}{\sqrt{npq}}$$

Замечание: на практике формула Муавра-Лапласа когда  $npq > 9$

### §14. Интегральная теорема Муавра-Лапласа.

Теорема. Пусть число испытаний достаточно велико ( $n \rightarrow \infty$ ), а вероятность появления, интересующего нас события, в каждом отдельном испытании постоянна и отлична от 0 и 1, тогда

$$P_n(m_1 \leq m \leq m_2) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_a^b e^{-\frac{x^2}{2}} dx$$

$$a = \frac{m_1 - np}{\sqrt{npq}} \quad b = \frac{m_2 - np}{\sqrt{npq}}$$

$$\Phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-\frac{t^2}{2}} dt - \text{функция Лапласа}$$

$$\Phi_0(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^x e^{-\frac{t^2}{2}} dt - \text{нормированная функция Лапласа}$$

$$P(m_1 \leq m \leq m_2) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_a^b e^{-\frac{x^2}{2}} dx = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \left( \int_0^b e^{-\frac{x^2}{2}} dx - \int_0^a e^{-\frac{x^2}{2}} dx \right) = \Phi_0(b) - \Phi_0(a) = \Phi(b) - \Phi(a)$$

### §16. Дискретные случайные величины (ДСВ)

Определение. Случайная величина  $X$  называется *дискретной случайной величиной*, если все её значения можно пронумеровать, т.е.  $X = \{x_i\}$ , ( $i=1, 2, 3, \dots$ )

Определение. Законом распределения дискретной случайной величины (распределением) называется соответствие между ее возможными значениями и их вероятностями, то есть совокупность  $\{x_i, p_i\}$ , ( $i=1, 2, 3, \dots$ )

- **Биномиальное распределение.**

ДСВ  $X$  называется распределенной по биномиальному закону  $B(n, p)$  (имеет биномиальное распределение с параметрами  $n, p$ ), если ее возможные значения  $X=0, 1, 2, \dots, n$ ,

а вероятности вычисляются по формуле:

$$P(X=m) = C_n^m p^m q^{n-m}.$$

- **Распределение Пуассона (закон редких явлений).**

ДСВ  $X$  называется распределенной по закону Пуассона (имеет распределение Пуассона) с параметром  $\lambda > 0$ , если ее возможные значения  $X=0, 1, 2, \dots$ , а вероятности вычисляются по формуле:

$$P(X=m) = \frac{\lambda^m e^{-\lambda}}{m!}$$

- **Геометрическое распределение.**

ДСВ  $X$  называется распределенной по геометрическому закону (имеет геометрическое распределение) с параметром  $p$ , если она принимает значения  $X=1, 2, 3, \dots$ , а вероятности вычисляются по формуле:

$$P(X=m) = (1-p)^{m-1} p$$

- **Гипергеометрическое распределение.**

ДСВ  $X$  называется распределенной по гипергеометрическому закону (имеет гипергеометрическое распределение) с параметрами  $n_1, n_2, n$ , если она принимает значения  $X=m_1, m_1+1, \dots, m_2$ , а вероятности вычисляются по формуле:

$$P(X=m) = \frac{C_{n_1}^m C_{n_2}^{n-m}}{C_{n_1+n_2}^n}$$

$$m = m_1, m_1+1, \dots, m_2, \quad m_1 = \max(0; n-n_2), \quad m_2 = \min(n_1; n)$$

### §17. Непрерывные случайные величины (НСВ)

Определение. Непрерывной случайной величиной  $X$  называется такая случайная величина, которая может принимать любые числовые значения в заданном интервале и для которой существует предел:

$$\rho_X(x) = \lim_{\Delta x \rightarrow 0} \frac{P(x \leq X < x + \Delta x)}{\Delta x}, \text{ называемый плотностью распределения вероятностей}$$

Свойства плотности распределения вероятностей.

a)  $\rho_X(x) \geq 0$

b)  $\rho_X(x) = \frac{dF_X(x)}{dx}, F_X(x) = P(X < x) = \int_{-\infty}^x \rho_X(t) dt$

c)  $\int_{-\infty}^{\infty} \rho_X(x) dx = 1$  - условие нормировки

d)  $P(\alpha \leq X < \beta) = F(\beta) - F(\alpha) = \int_{\alpha}^{\beta} \rho_X(x) dx$

..

- Случайная величина  $X$  называется равномерно распределенной на отрезке  $[a; b]$  (имеющей равномерное распределение с параметрами  $a, b$ ), если её плотность распределения вероятностей имеет вид:

$$\rho_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a}, & \text{при } x \in [a; b] \\ 0, & \text{при } x \notin [a; b] \end{cases}$$

$F_X(x)$  -?

a)  $x \leq a$

$$F(x) = \int_{-\infty}^x \rho(t) dt = 0$$

б)  $a < x \leq b$

$$F(x) = \int_{-\infty}^x \rho(t) dt = \int_{-\infty}^a \rho(t) dt + \int_a^x \rho(t) dt = \int_{-\infty}^a 0 dt + \int_a^x \frac{1}{b-a} dt = \frac{x-a}{b-a}$$

в)  $x > b$

$$F(x) = \int_{-\infty}^x \rho(t) dt = \int_{-\infty}^b \rho(t) dt + \int_b^x \rho(t) dt = F(b) + \int_b^x 0 dt = F(b) = \frac{b-a}{b-a} = 1$$

$$F(x) = \begin{cases} 0, & x < a \\ \frac{x-a}{b-a}, & a \leq x \leq b \\ 1, & x > b \end{cases}$$

- Случайная величина  $X$  называется распределенной по показательному (экспоненциальному) закону с параметром  $\lambda > 0$  (имеющей показательное распределение с параметром  $\lambda > 0$ ), если её плотность распределения вероятности имеет вид:

$$\rho_X(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x}, & x \geq 0 \\ 0, & x < 0 \end{cases}$$

$$F_X(x) - ?$$

$$a) \ x \leq 0$$

$$F(x) = 0$$

$$б) \ x > 0$$

$$F(x) = \int_{-\infty}^x \rho(t) dt = \int_{-\infty}^0 0 dt + \int_0^x \lambda e^{-\lambda t} dt = -\frac{\lambda e^{-\lambda t}}{\lambda} \Big|_0^x = -e^{-\lambda t} \Big|_0^x = -e^{-\lambda x} - (-e^{-\lambda \cdot 0}) = 1 - e^{-\lambda x}$$

$$F(x) = \begin{cases} 0, & x \leq 0 \\ 1 - e^{-\lambda x}, & x > 0 \end{cases}$$

Определение. Математическим ожиданием дискретной случайной величины называется сумма произведений всех ее возможных значений на их вероятности, т.е.

$$m_x = M[X] = MX = \sum_{i=1}^n x_i p_i$$

Вероятностный смысл математического ожидания: оно дает представление о среднем значении случайной величины.



## §21. Математическое ожидание непрерывной случайной величины

Определение. Математическим ожиданием непрерывной случайной величины  $X$ , возможные значения которой принадлежат отрезку  $[a, b]$ , называется определенный интеграл вида

$$MX = \int_a^b x \rho(x) dx$$

(если  $a \rightarrow \infty$  и  $b \rightarrow \infty$ , то интеграл считается абсолютно сходящимся).

- Случайная величина  $X$  называется распределенной по нормальному закону с параметрами  $a, \sigma$  (имеющей нормальное распределение с параметрами  $a, \sigma$ ), если её плотность распределения вероятностей имеет вид:

$$\rho_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-a)^2}{2\sigma^2}} \quad X \rightarrow N(a; \sigma)$$

Если  $a = 0, \sigma = 1$ , т.е.  $X \rightarrow N(0; 1)$ , то говорят, что НСВ  $X$  имеет стандартное нормальное распределение.

Математическое ожидание (м. о.) или среднее значение  $M\xi$  случайной величины  $\xi$  вычисляется по формулам

$$M\xi = \sum_i x_i p_i \quad (\text{для дискретной случайной величины}) \text{ и}$$

$$M\xi = \int_{-\infty}^{+\infty} x \rho(x) dx \quad (\text{для непрерывной случайной величины}),$$

причем  $M\xi$  существует, если ряд в первом случае (если сумма бесконечна) или интеграл во втором случае сходятся абсолютно. В этих формулах  $x_i$  — значения случайной величины,  $p_i$  — их вероятности,  $\rho(x)$  — плотность вероятности.

Дисперсией случайной величины  $\xi$  называется число

$$D\xi = M(\xi - M\xi)^2.$$

На практике в качестве меры разброса значений случайной величины используют число  $\sigma\xi = \sqrt{D\xi}$ , называемое *средним квадратичным отклонением* или *стандартом*. Для вычислений часто удобна формула  $D\xi = M(\xi^2) - (M\xi)^2$ .

Дисперсия вычисляется по формулам

$$D\xi = \sum_i (x_i - M\xi)^2 p_i = \sum_i x_i^2 p_i - (M\xi)^2 \quad (\text{для дискретной случайной величины})$$

и

$$D\xi = \int_{-\infty}^{+\infty} (x - M\xi)^2 p(x) dx = \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 p(x) dx - (M\xi)^2 \quad (\text{для непрерывной случайной величины}).$$

## Случайные величины и закон ее распределения

2, 3, 4, 5  $\leftarrow$  дискр. С.В.

(a, b)  $\leftarrow$  непрер. С.В.

Дискр. С.В.

$x_i$	2	3	4	5
$p_i$	0,1	0,2	0,6	0,1

зак. распределения

$$\sum p_i = 1$$



Непрер. С.В.

$$p(a < X < b) = \int_a^b f(x) dx$$

$$\int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx = 1$$

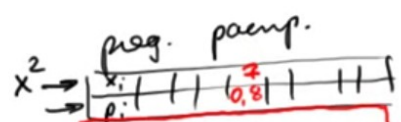


specclass.ru

## Математические ожидания. Дисперсия

С.В.

Дискр. С.В.



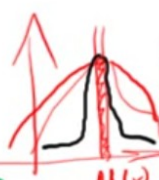
$$M(x) = \sum_{i=1}^n x_i p_i$$

$$D(x) = M(x - M(x))^2$$

$$D(x) = M(x^2) - [M(x)]^2$$

$$\sigma_x = \sqrt{D(x)}$$

Непр. С.В.  
фун. и вер-ти



$$M(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} x f(x) dx$$

$$D(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} (x - M(x))^2 f(x) dx$$



specclass.ru

Матр. Оценки и Дисперсия

X	2	3	5
p	0,1	0,6	0,3

$$M(X) = \sum x_i p_i$$

$$M(X) = 2 \cdot 0,1 + 3 \cdot 0,6 + 5 \cdot 0,3 = 3,5.$$

$X^2$	4	9	25
p	0,1	0,6	0,3



Матр. Ожидание и Дисперсия

X	2	3	5
p	0,1	0,6	0,3

$$M(X) = \sum x_i p_i$$

$$M(X) = 2 \cdot 0,1 + 3 \cdot 0,6 + 5 \cdot 0,3 = 3,5.$$

$X^2$	4	9	25
p	0,1	0,6	0,3



# Варики

B11

Морозов Валерий  
Вариант 1011

A, B-17-11

1	2	3	4	5	6
+	+	+	+	+	+

$$f(x) = \begin{cases} 0 & x < 0 \\ \frac{x}{1+x^2} & x \geq 0 \end{cases}$$

$$P(1 \leq X \leq 3^{\frac{1}{2}}) = ?$$

50.

$$P(1 \leq X \leq 3^{\frac{1}{2}}) = \int_1^{3^{\frac{1}{2}}} f(x) dx = \int_1^{3^{\frac{1}{2}}} \frac{x}{1+x^2} dx = \frac{1}{2} \int_1^{3^{\frac{1}{2}}} \frac{d(x^2)}{1+x^2} = \frac{1}{2} \arctg x \Big|_1^{3^{\frac{1}{2}}} = \frac{1}{2} \arctg \sqrt{3} - \frac{1}{2} \arctg 1 = \frac{1}{2} \cdot \frac{\pi}{3} - \frac{1}{2} \cdot \frac{\pi}{4} = \frac{\pi}{12} - \frac{\pi}{8} = \frac{\pi}{24} \approx 0,13$$

Ответ: 0,13

$X_i$	0	1	2
$p_i$	0,2	0,2	0,6

$$M \Sigma 2X + 1 = ?$$

$$Y = 2X + 1$$

$X_i$	1	3	5
$p_i$	0,2	0,2	0,6

$$MY = 1 \cdot 0,2 + 3 \cdot 0,2 + 5 \cdot 0,6 = 0,2 + 0,6 + 3 = 3,8$$

Ответ: 3,8

$X_i$	0	1	2	3	4
$p_i$	0,1	0,06	0,21	0,36	0,26

$$Z = 2X + 3Y + 1 \quad D[X] = 4 \quad D[Y] = 5 \quad D[Z] = ?$$

$$DZ = D[2X + 3Y + 1] = 4D[X] + 9D[Y] = 4 \cdot 4 + 9 \cdot 5 = 61$$

Ответ: 61

X - стандарт

$N(0, 100)$

$$P(-100 \leq X \leq 100) = \Phi\left(\frac{100-0}{100}\right) - \Phi\left(\frac{-100-0}{100}\right) = \Phi(1) - \Phi(-1) = 2\Phi(1) - 1 \approx 2 \cdot 0,74 - 1 = 0,48$$

$$P(100 \leq X \leq 200) = P\left(\Phi_0\left(\frac{200}{100}\right) - \Phi_0\left(\frac{100}{100}\right)\right) = \Phi_0(2) - \Phi_0(1) =$$

$$= 0,4772 + 0,3413 = 0,8185$$

Antw: 0,8185

$$f(x) = \begin{cases} 0 & x < -\frac{\pi}{2} \\ \frac{\cos x}{2} & -\frac{\pi}{2} \leq x \leq \frac{\pi}{2} \\ 0 & x > \frac{\pi}{2} \end{cases} \quad \text{No}$$

$D[X]$

$$D[X] = \int_{-\infty}^{\infty} x^2 f(x) dx - (M[X])^2$$

$$M[X] = \int_{-\infty}^{\infty} x f(x) dx = \int_{-\frac{\pi}{2}}^{\frac{\pi}{2}} \frac{x \cos x}{2} dx = \frac{1}{2} \left( x \sin x \Big|_{-\frac{\pi}{2}}^{\frac{\pi}{2}} + \int_{-\frac{\pi}{2}}^{\frac{\pi}{2}} \sin x dx \right) =$$

$$= \frac{x \sin x}{2} \Big|_{-\frac{\pi}{2}}^{\frac{\pi}{2}} + \frac{-\cos x}{2} \Big|_{-\frac{\pi}{2}}^{\frac{\pi}{2}} = \frac{\pi}{2}$$

$$D[X] = \int_{-\frac{\pi}{2}}^{\frac{\pi}{2}} x^2 \frac{\cos x}{2} dx - \left(\frac{\pi}{2}\right)^2 = \frac{x^2 \sin x}{2} \Big|_{-\frac{\pi}{2}}^{\frac{\pi}{2}} + \int_{-\frac{\pi}{2}}^{\frac{\pi}{2}} x \sin x dx = \left(\frac{\pi}{2}\right)^2 -$$

$$= \frac{x^2 \sin x}{2} \Big|_{-\frac{\pi}{2}}^{\frac{\pi}{2}} - \frac{x \cos x}{2} \Big|_{-\frac{\pi}{2}}^{\frac{\pi}{2}} + \frac{\sin x}{2} \Big|_{-\frac{\pi}{2}}^{\frac{\pi}{2}} = \left(\frac{\pi}{2}\right)^2 -$$

$$= \frac{\pi^2}{8} + \frac{\pi^2}{8} - \frac{\pi}{2} \cdot \frac{1}{2} - \frac{1}{2} + \frac{\pi^2}{4} = \frac{\pi^2}{2} - 1$$

Antw:  $\frac{\pi^2}{2} - 1$



## Вариант 12

Камуш 10.6

АДБ 17-11

$$\textcircled{1} N(0; \sigma)$$

$$P(|X| \leq 20) = \frac{1}{2} \left( \Phi\left(\frac{20}{\sigma}\right) - \Phi\left(-\frac{20}{\sigma}\right) \right) = \Phi\left(\frac{20}{\sigma}\right) = 0.8$$

$$\frac{20}{\sigma} = 1.90 \quad \text{из таблицы}$$

$$\rightarrow \sigma = \frac{20}{1.90} = 10.5$$

$$\begin{array}{c|c|c|c|c|c} 1 & 2 & 3 & 4 & 5 & 6 \\ \hline - & + & + & + & + & + \end{array}$$

$$\textcircled{3} p = 0.01$$

$\xi$  — число успехов в  $n$  независимых испытаниях  
 где  $n$  — число испытаний,  $p$  — вероятность успеха

$$\sigma = \sqrt{D\xi} = \sqrt{np(1-p)}$$

$$n: np = \sqrt{np(1-p)}$$

$$n^2 p^2 = np(1-p)$$

$$np = 1-p$$

$$n = \frac{1-p}{p} = \frac{1-0.01}{0.01} = 99$$

$$\text{при } n = 99 \rightarrow M[\xi] = \sigma$$

$$\textcircled{2} p(x) = \frac{2}{\pi} \sin^2 x; \quad x \in [0; \pi]$$

0, иначе

функция распределения

$$F(x) = \frac{2}{\pi} \int_0^x \sin^2 x \, dx = \frac{1}{\pi} \int_0^x (1 - \cos 2x) \, dx = \frac{1}{\pi} \left( x - \frac{1}{2} \sin 2x \right) \Big|_0^x = \frac{1}{\pi} \left( x - \frac{1}{2} \sin 2x \right)$$

$$\text{Найти } P\left(\frac{\pi}{4} \leq \xi \leq \frac{3\pi}{4}\right) \\ (x \leq 0; x > \pi)$$

Качественная оценка АД 15-17-18.

B-18.

N1.

1	2	3	4	5	6
+	+	+	+	+	+
					45

X - непрерывная случайная величина

$$f(x) = \frac{1}{100\sqrt{\pi}} e^{-\frac{(x-50)^2}{100}}$$

$$P(-\infty < x < 0) = \frac{1}{2} (P(0,5) + P(2)) = \frac{1}{2} \cdot (0,3829 + 1) = 0,6914$$

Ответ: 0,6914.

N4.

Всего билетов - 10.

Выигрышных билетов - 5

Купили билетов - 3

Прогрессивных билетов:  $10 - 5 = 5$

Вероятность того, что среди 3 купленных билетов нет выигрышных:

$$P(0) = \frac{5}{10} \cdot \frac{4}{9} \cdot \frac{3}{8} = 0,0833.$$

1) Вероятность того, что среди 3 купленных билетов 1 выигрышный:

$$C_{10}^3 = \frac{10!}{3!(10-3)!} = \frac{10!}{3!7!} = 120.$$

$$C_5^1 = \frac{5!}{1!(5-1)!} = \frac{5!}{1!4!} = 5$$

$$C_5^2 = \frac{5!}{2!(5-2)!} = \frac{5!}{2!3!} = 10.$$

$$P_1 = \frac{C_5^1 C_5^2}{C_{10}^3} = \frac{5 \cdot 10}{120} = 0,417.$$

2) Вероятность того, что среди 3 купленных билетов 2 выигрышных:



$$C \cdot \frac{1}{2} = 1$$

$$C = 2$$

V3.

$$\mu[\varepsilon] = 1 = np$$

$$\sigma[\varepsilon] = 0,89 = n p q$$

$$q = 0,89$$

$$p + q = 1$$

$$p = 1 - q = 0,01$$

$$np = 1$$

$$n = 100$$

V6.

$$p(x) = \begin{cases} x e^{-x}, & x > 0 \\ 0, & x \leq 0 \end{cases}; F(x) = \int_{-\infty}^x p(x) dx \Rightarrow$$

$$F(x) = \int_{-\infty}^0 0 dx + \int_0^x x e^{-x} dx = \int_0^x t e^{-t} dt = \left[ \begin{array}{l} \text{no change} \\ u = t, du = dt \\ dv = e^{-t} dt, v = -e^{-t} \end{array} \right]$$

$$= -e^{-t} \cdot t + \int_0^x e^{-t} dt = (-e^{-t} \cdot t - e^{-t}) \Big|_0^x =$$

$$= (-e^{-x} x - e^{-x}) - (-e^0 \cdot 0 - e^0) = -e^{-x} \cdot x e^{-x} + 1 =$$

$$= 1 - e^{-x}(x+1)$$

$$F(x) = \begin{cases} 0, & \text{cum } x \leq 0 \\ 1 - e^{-x}(x+1), & \text{cum } x > 0 \end{cases}$$

даны 2 вопроса:

$$P(2) = \frac{C_5^2 C_3^1}{C_8^3}$$

$$C_5^2 = \frac{5!}{2!(5-2)!} = \frac{5!}{2!3!} = 10$$

$$C_3^1 = \frac{3!}{1!(3-1)!} = \frac{3!}{1!2!} = 3$$

$$P(2) = \frac{10 \cdot 3}{560} = 0,047$$

3) Найти вероятность, что все вопросы  
данной комиссии

$$P(3) = \frac{5}{10} \cdot \frac{4}{9} \cdot \frac{3}{8} = 0,0833$$

$x_i$	0	1	2	3
$p_i$	0,0833	0,417	0,417	0,0833

Нам нужно:

$$M(x) = \sum x_i p_i = 0 \cdot 0,0833 + 1 \cdot 0,417 + 2 \cdot 0,417 + 3 \cdot 0,0833 = 1,499$$

Дисперсия:

$$D(x) = \sum x_i^2 p_i - M(x)^2 = 0^2 \cdot 0,0833 + 1^2 \cdot 0,417 + 2^2 \cdot 0,417 + 3^2 \cdot 0,0833 - 1,499^2 = 0,582$$

Среднее квадрат. отклонение  $\sigma(x)$ :

$$\sigma(x) = \sqrt{D(x)} = \sqrt{0,582} = 0,763$$

$$\int_0^{\frac{\pi}{2}}$$

N2.

$$\int_0^{\frac{\pi}{2}} x \cos x^2 dx = 1$$

н.н.  $C$ -нормировка

$$C \int_0^{\frac{\pi}{2}} x \cos x^2 dx = 1$$



Абдулзаиров мурат АДБ-17-11.

Вариант 16.

$$\begin{array}{r|rrrr} 1 & 2 & 3 & 4 & 5/6 \\ \hline + & - & + & - & - \end{array}$$

②  $\sigma = 30$        $a = 540$   
 заданная 88% вероятность (0,88)

$$P(|X-a| < \pi) = 2 \cdot \Phi\left(\frac{\pi}{\sigma}\right)$$

$P(A) = 0,88$  — где  $A$  — масса попала в интервал

$$P(A) = 2 \cdot \Phi\left(\frac{\pi}{30}\right) = 0,88 \quad | : 2$$

$$\Phi\left(\frac{\pi}{30}\right) = 0,44$$

$$\frac{\pi}{30} = 1,56$$

$$\pi = 46,8 \quad (a - \pi; a + \pi) = (540 - 46,8; 540 + 46,8)$$

Ответ: 6 интервал (493,2; 586,8)

③.  $F(x) = 0, \quad x \leq -1$

$$F(x) = \begin{cases} 0,7, & -1 < x \leq 2 \\ 0,9, & 2 < x \leq 2,5 \\ 1, & x > 2,5 \end{cases}$$

$x_i$	-1	2	2,5
$p_i$	0,7	0,2	0,1

X3

$$2) \quad M(6) = 1$$

$$D(6) = 0,88$$

$$M(6) = \cancel{1} \quad \text{if } p = 1$$

$$D(6) = nqp = 0,88$$

$$1q = 0,88$$

$$q = 0,88$$

$$p = 1 - q$$

$$p = 0,01$$

$$n = 100$$