

I Вероятностное исчисление. Свойства вероятности.

T1. Пусть A, B, C — три события. Найти выражения для событий:

- а) произошло только A ;
- б) произошли A и B , а C не произошло;
- в) все три события произошли;
- г) произошло хотя бы одно из них;
- д) произошло только одно из них;
- е) ни одно из них не произошло;
- ж) произошло не более двух из них.

а) $A\bar{B}\bar{C}$

б) $AB\bar{C}$

в) ABC

г) $A \cup B \cup C$

г) $A\bar{B}\bar{C} \cup \bar{A}B\bar{C} \cup \bar{A}\bar{B}C$

е) $\overline{A \cup B \cup C}$

ж) \overline{ABC}

T2. A, B — события. Найти все ссз. X такие, что:

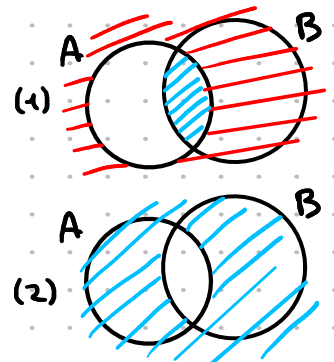
$$\begin{aligned} (\overline{X \cup A}) \cup (\overline{X \cup B}) &= B = (\overline{X \cup A}) \cup (\bar{X} \cap A) = (\bar{X} \cap \bar{A}) \cup (\bar{X} \cap A) = ((\bar{X} \cap \bar{A}) \cup \bar{X}) \cap ((\bar{X} \cap \bar{A}) \cup A) = \\ &= ((\bar{X} \cup \bar{X}) \cap (\bar{A} \cup \bar{X})) \cap ((\bar{X} \cup A) \cap (\bar{A} \cup A)) = (\bar{A} \cup \bar{X}) \cap (A \cup \bar{X}) = \bar{X} \cup (A \cap \bar{A}) = \bar{X} = B \\ &\Rightarrow X = \bar{B} \quad \text{Ответ: } X = \bar{B} \end{aligned}$$

T3. A, B — события. Найти: все ссз. X такие, что $AX = AB$

Р-ции: $\begin{cases} AX \Rightarrow AB \\ AB \Rightarrow AX \end{cases} \quad \begin{cases} \bar{A}X \cup AB = 1 \\ \bar{A}\bar{B} \cup AX = 1 \end{cases} \quad \begin{cases} \bar{A} \cup AB \cup \bar{X} = 1 \quad (1) \\ \bar{A}\bar{B} \cup AX = 1 \quad (2) \end{cases}$

$\Rightarrow \begin{cases} A \cap B \subseteq \bar{X} \\ AB \subseteq AX \end{cases} \quad \begin{cases} X \cap (A \cap B) = \emptyset \\ AB \subseteq X \end{cases}$

Ответ: $\forall X: \begin{cases} X \cap (A \cap B) = \emptyset \\ AB \subseteq X \end{cases}$



T4. а) $(A \cup B) \cap (A \cup \bar{B}) = A \cup (B \cap \bar{B}) = \underline{A}$

б) $(A \cup B) \cap (\bar{A} \cup \bar{B}) \cap (A \cup \bar{B}) = (A \cup B) \cap (\bar{B} \cup \bar{A}) = \bar{B} (A \cup B) = \bar{B} A \cup \bar{B} B = \underline{\bar{A}\bar{B}}$

в) $(A \cup B) \cap (B \cup C) = \underline{B \cup AC}$

T5. $\Omega = \{1, 2, 3, 4\}$ $\mathcal{A}_1 = \{\emptyset, \Omega, \{1\}, \{2, 3, 4\}\}$ $\mathcal{A}_2 = \{\emptyset, \Omega, \{2\}, \{1, 3, 4\}\}$

Являются ли $\mathcal{A}_1, \mathcal{A}_2$ алгебрами?

\mathcal{A}_1 : Введем $\mathcal{D}_1 = \{\{1\}, \{2, 3, 4\}\}$ — эти разбиения, т.е. элементы попарно не пересекаются и их сумма равна Ω

Тогда \mathcal{A}_1 — алгебра, порожденная \mathcal{D}_1

\mathcal{A}_2 : $\mathcal{D}_2 = \{\{2\}, \{1, 3, 4\}\}$ — также аналогично

\Rightarrow Ответ: да

Является ли $\mathcal{A} = \mathcal{A}_1 \cup \mathcal{A}_2$ алгеброй?

$\mathcal{A} = \{\emptyset, \Omega, \{1\}, \{2\}, \{1, 3, 4\}, \{2, 3, 4\}\}$

Пусть $A = \{1\}$, $B = \{2\}$

$A \cup B = \{1, 2\} \notin \mathcal{A}$ — противоречит аксиоме алгебры

\Rightarrow Ответ: нет

$N(\Omega)$ в задаче размещения n дробин по M ячейкам			
Тип дробинки Размещение	Различимые дробинки	Неразличимые дробинки	
Без запрета	M^n (статистика Максвелла—Больцмана)	C_{M+n-1}^n (статистика Бозе—Эйнштейна)	С возвращением
С запретом	$(M)_n$ $m(m-1)\dots(m-n+1)$	C_M^n (статистика Ферми—Дирака)	Без возвращения
	Упорядоченные выборки	Неупорядоченные выборки	Выбор
	$N(\Omega)$ в задаче выбора n шаров из урны с M шарами		

Ф-ли Стирлинга

$$n! = \sqrt{2\pi n} e^{-n} \cdot n^n$$

$$n! = \sqrt{2\pi n} \left(\frac{n}{e}\right)^n \exp\left(\frac{\theta_n}{12n}\right), \quad 0 < \theta_n < 1,$$

$$C_k^n = \frac{k!}{n!(k-n)!} - \text{из } k \text{ по } n$$

II Опр. Вероятности. Комбинаторика. Геом. Вероятности.

ОТВ $1 \leq m \leq n$ Д-лем: $C_n^m = \sum_{k=m}^n C_{n-1}^{m-1} = C_{n-1}^{m-1} + C_{n-1}^{m-1} + C_{n-1}^{m-1} + \dots + C_{n-1}^{m-1}$

Пусть $k \leq m$

При $n=1$: $C_1^1 = 1$ - верно

Предположим $C_n^m = \sum_{k=m}^n C_{n-1}^{m-1}$ - верно для n ; докажем для $n+1$

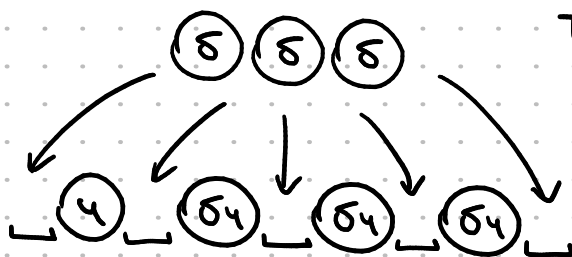
$$C_{n+1}^m = C_n^{m-1} + C_n^m = C_n^{m-1} + \sum_{k=m}^n C_{n-1}^{m-1} = \sum_{k=m}^{n+1} C_{n-1}^{m-1} \quad \text{— ч.и.д.}$$

Т.9. Из урны по очереди без возвращения извлекают 10 шаров, среди которых 6 белых и 4 чёрных. Какова вероятность, что не будет извлечено подряд два чёрных шара?

ОТВ 10 шаров - 6 б. и 4 ч.

Р? - Верно то, что не будет извлечено 2 ч. шара подряд без возв.

Приведем задачу к задаче размещения 3 шаров по 5 ячейкам



Тогда: $P_1 = C_{m+n-1}^3 = C_7^3 = \frac{7!}{3!4!} = \frac{5 \cdot 6 \cdot 7}{6} = 35$

$$P_2 = \frac{10!}{6!4!} = \frac{7 \cdot 8 \cdot 9 \cdot 10}{2 \cdot 3 \cdot 4} = 210$$

$$\Rightarrow P = \frac{35}{210} = 1/6$$

Ответ: 1/6

ОТВ 10 Почему при постр. 3 игр. может 11 выигрывать чаще 12?

12 очков: 6 5 1
6 4 2
6 3 3
5 4 3

11 очков: 6 4 1
6 3 2
5 4 2
5 3 3
4 4 3

11 очков можно получить большим кол-вом комбинаций

\Rightarrow Вероятности выигрыша 11 выше

ч.и.д.

ОТВ 11

Монета подбрасывается, пока не выпадет 2 раза орел с.и.

Найти: а) распределение вер-тей

б) вер-ти, что эхсл. закончился до 6 бросков

в) вер-ти, что потребуется четн.кол-во бросков

$$\Omega = \{\omega: \omega = (a_1, \dots, a_n), a_i = 1 \text{ или } 0; a_{i-1} \neq a_i, 1 < i \leq n-1; a_{n-1} = a_n\}$$

Вер-ти, что потребуется ровно n бросков

а) $P_n = 1 \cdot \frac{1}{2} \cdot \dots \cdot \frac{1}{2} = \left(\frac{1}{2}\right)^{n-1} = \underline{2^{1-n}}$

б) $2^0 + 2^{-1} + 2^{-2} + 2^{-3} + 2^{-4} = 1/2 + 1/4 + 1/8 + 1/16 = \underline{15/16}$

в) $P = \sum_{k=1}^{\infty} 2^{1-2k} = \sum_{k=1}^{\infty} \frac{1}{2^{2k-1}} = 2 \sum_{k=1}^{\infty} \frac{1}{4^k} = 2 \cdot \frac{1/4}{1-1/4} = \frac{1/2}{3/4} = \underline{2/3}$

ДТ12 Из 52 карт берут макуху 6. Какова вер-но можно 4 махет? (13 карт 1 махет)

$$\Omega = \{\omega: \omega = (a_1, \dots, a_n), a_i = \{1, 2, 3, 4\}\}$$

$$\begin{aligned} 4 \text{ махет, } 6 \text{ карт: } 2+2+1+1 &\Rightarrow C_{13}^2 \cdot C_{13}^2 \cdot 13 \cdot 13 \cdot C_4^2 \\ 3+1+1+1 &\Rightarrow C_{13}^3 \cdot 13 \cdot 13 \cdot 13 \cdot 4 \end{aligned}$$

Всех вариантов: C_{52}^6

$$\begin{aligned} P_{\text{искомое}} &= \frac{13!}{2!4!1!1!} \cdot \frac{13!}{2!4!1!1!} \cdot \frac{4!}{2!2!} \cdot \frac{6!46!}{52!} \cdot 169 + \frac{13!}{3!10!} \cdot \frac{6!46!}{52!} \cdot 13 \cdot 4 = \frac{12 \cdot 12 \cdot 13 \cdot 13 \cdot 3}{2} \cdot \frac{6! \cdot 13 \cdot 13}{47 \cdot 48 \cdot 49 \cdot 50 \cdot 51 \cdot 52} + \\ &+ \frac{11 \cdot 12 \cdot 13}{6} \cdot \frac{6! \cdot 13^3 \cdot 4}{47 \cdot 48 \cdot 49 \cdot 50 \cdot 51 \cdot 52} = \frac{6! \cdot 169}{47 \cdot 48 \cdot 49 \cdot 50 \cdot 51 \cdot 52} (12 \cdot 13 \cdot 13 \cdot 18 + 2 \cdot 11 \cdot 13 \cdot 13 \cdot 4) = \frac{6! \cdot 13^4}{47 \cdot \dots \cdot 52} \cdot 304 = \\ &= 0,43 \end{aligned}$$

Т.13. 2n команд разбиваются на 2 равные подгруппы. Какова вероятность того, что 2 сильнейшие команды окажутся в разных подгруппах?

ДТ13 $P = 1 \cdot \frac{n}{2n-1} = \frac{n}{2n-1}$

В-ть что группы А в одну подгруппу \uparrow вер-но, что группы В- одна из n групп из выбора подгруппы \uparrow

Т.14. Найти вероятность того, что дни рождения 12 человек приходятся на разные месяцы года.

ДТ14 Это все равно, что упоряд. выбор шаров из урны с возвр. 12 чел, 12 месяцев.

\Rightarrow всего 12^{12} случаев.

P-искомые вер-но; $P = 1 \cdot \frac{11}{12} \cdot \frac{10}{12} \cdot \dots \cdot \frac{2}{12} \cdot \frac{1}{12} = \frac{11!}{12^{11}}$ — если в каждом месяце рождение равновероятно

Т.15. В n конвертов разложено по одному письму n адресатам. На каждом конверте наудачу написан один из n адресов. Найти вероятность того, что хотя бы одно письмо пойдет по назначению.

ДТ15 А — исковое событие

A_i — i-й адресат получит свое письмо

$$A = \bigcup_{i=1}^n A_i; \quad N(A_i) = (n-1)!; \quad N(\Omega) = n!$$

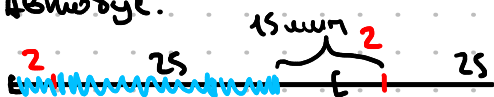
По т. сложения:

$$\begin{aligned} P(A) &= \sum_i P(A_i) - \sum_{i,j} P(A_i \cdot A_j) + \dots + (-1)^{n-1} \cdot P(A_1 \cdot A_2 \cdot \dots \cdot A_n) = \frac{(n-1)!}{n!} \cdot n - \frac{(n-2)!}{n!} \cdot C_n^2 \cdot (-1)^{n-1} \cdot \frac{1}{n!} = \\ &= 1 - \frac{1}{2!} + \frac{1}{3!} - \dots + (-1)^{n-1} \cdot \frac{1}{n!} = \sum_{i=1}^n \frac{(-1)^{i+1}}{i!} \rightarrow 1 - 1/e \Rightarrow \text{Ответ: } 1 - 1/e \end{aligned}$$

Т.16. Расстояние от пункта А до пункта В автобус проходит за 2 минуты, а пешеход — за 15 минут. Интервал движения автобусов 25 минут. Пешеход в случайный момент времени подходит к пункту А и отправляется в В пешком. Найти вероятность того, что в пути пешехода догонит очередной автобус.

ДТ16 Какова P-вер-но того, что не догонит.

Автобус.



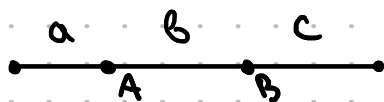
12 мин — время, в которое человек может войти и не пересечься с автобусом

$\Rightarrow P = 12/25 \Rightarrow P_{\text{искомое}} = 13/25$

Ответ: 13/25

T.17. На отрезке наудачу выбираются две точки. Какова вероятность того, что из получившихся трех отрезков можно составить треугольник?

DT17



Какова вер-н, что $a+b > c$?
 $a+c > b$?
 $b+c > a$

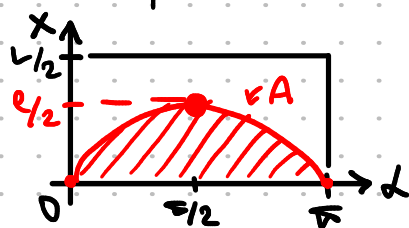
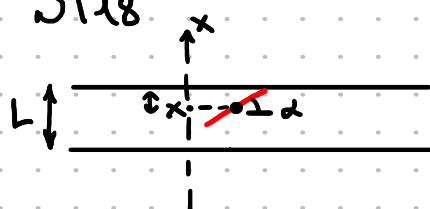
Нужно P-вер-н, что $c > a+b$ или
 $b > a+c$ или
 $a > b+c$

A и B зр-сь
 c зр-н $\frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} = 1/4$

вер-н, что $c > a+b$ равна $1/4$, с ост. усл. исключается
 $\Rightarrow P = 3/4 \Rightarrow P_{исключок} = 1/4$ Ответ: $1/4$

T.18. На плоскость, разlinienную параллельными линиями, расстояние между которыми L , бросают иглу длины $l \leq L$. Какова вероятность того, что игла пересечет линию?

DT18



$$0 \leq \alpha \leq \pi$$

$0 \leq x \leq L/2$; x - расст. до нижней или верхней линии.

Игла пересечет линию, если $x \leq l/2 \sin \alpha$

Имеем соотв. выражение для $P(A)$. $x = l/2 \sin \alpha$

$$P(A) = \frac{\text{mes } A}{\text{mes } \square} = \frac{1}{L/2 \cdot \pi} \cdot \int_0^\pi l/2 \sin \alpha d\alpha = \frac{l}{L\pi} \cdot \int_0^\pi \sin \alpha d\alpha = \frac{2l}{L\pi}$$

$$-\cos \alpha \Big|_0^\pi = 1 + 1 = 2$$

$$\Rightarrow \text{Ответ: } \frac{2l}{L\pi}$$

T.19. У билетной кассы стоит очередь в 100 человек. Половина людей в очереди имеет 100-рублевые купюры, а вторая половина — 50-рублевые купюры. Изначально в кассе нет денег и стоимость билета — 50 рублей. Какова вероятность, что никому не придется ждать сдачи?

DT19

Если приходит чел. с 50-руб., то в кассе +1 малая купюра

Если приходит чел. с 100-руб., то в кассе -1 50-руб. купюра
 (т.е. ее нужно будет отдать)

Нужно, чтобы сумм купюр из +1 и -1 был неотр. в каждый момент

\Rightarrow Задача сводится к задаче о набр. свободных посещев.

$$\text{Число комбинаций при } n=50: C_n = \frac{(2n)!}{n!(n+1)!} = \frac{100!}{50!51!}$$

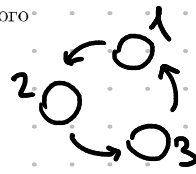
$$\text{Всего вар. посещев: } C_{100}^{50} = \frac{100!}{50!50!} \Rightarrow P = \frac{100!}{50!51!} \cdot \frac{50!50!}{100!} = 1/51$$

Ответ: $1/51$

III Условные вероятности. Формулы полной вер-ти. Независимость.

Т.21. Трое игроков по очереди подбрасывают монету. Выигрывает тот, у кого раньше появится «герб». Найти вероятности выигрыша каждого игрока.

ДТ21 A_1 - выигр. 1-го $P(A_1) = P_1$
 A_2 - 2-го $P(A_2) = P_2$
 A_3 - 3-го $P(A_3) = P_3$



$$\begin{aligned} P(AB) &= P(B|A)P(A) \\ P(B) &= \sum_{i=1}^n P(B|A_i)P(A_i) \\ P(A|B) &= \frac{P(A)P(B|A)}{P(B)} \end{aligned}$$

M_1 - выпал герб (на 1 ходу)

M_2 - выпала решка (на 1 ходу)

если выпали решки, то 1-й становится 3-им.

$$P_1 = P(A_1|M_1) \cdot P(M_1) + P(A_1|M_2) \cdot P(M_2) = 1 \cdot 1/2 + P_3 \cdot 1/2$$

$$P_2 = P(A_2|M_1) \cdot P(M_1) + P(A_2|M_2) \cdot P(M_2) = 0 \cdot 1/2 + P_1 \cdot 1/2$$

$$P_3 = P(A_3|M_1) \cdot P(M_1) + P(A_3|M_2) \cdot P(M_2) = 0 \cdot 1/2 + P_2 \cdot 1/2$$

Умнож. $\begin{cases} P_1 = 1/2 + 1/2 P_3 \\ P_2 = 1/2 P_1 \\ P_3 = 1/2 P_2 \end{cases} \Rightarrow \begin{cases} P_1 = 1/2 + 1/2 \cdot 1/4 P_1 \\ P_1 = 4/7 \\ P_2 = 2/7 \\ P_3 = 1/7 \end{cases}$

Ответ: $P_1 = 4/7, P_2 = 2/7, P_3 = 1/7$

Т.22. Пусть A, B и A, C образуют пары независимых событий и $C \subset B$. Покажите, что A и $B \setminus C$ также независимы.

ДТ22 A, B, C - попарно независ. ; $C \subset B$; Д-ам: A и $B \setminus C$ нез. н.е. $P(A(B \setminus C)) = P(A)P(B \setminus C)$

$$P(AB \setminus C) = P(AB \setminus AC) = P(AB) - P(AC)$$

т.к. $AC \subset AB$

Тогда $P(AB \setminus C) = P(A)P(B) - P(A)P(C) = P(A)P(B \setminus C)$ ч.т.д.

Т.23. В семье двое детей. Найти вероятность того, что оба ребёнка — мальчики, если

а) старший ребёнок — мальчик;

б) известно, что хотя бы один ребёнок — мальчик.

ДТ23 $\{MM, Mm, mM, mm\}$

Пусть A - старш. ребёнок M , B - младший ребёнок M

Найти: а) $P(AB|A)$ б) $P(AB|A \cup B)$

$$P(AB|A) = \frac{P(AB)}{P(A)} = \frac{1/4}{1/2} = 1/2 ; P(AB|A \cup B) = \frac{P(AB)}{P(A \cup B)} = \frac{1/4}{3/4} = 1/3$$

\Rightarrow Ответ: а) $1/2$ б) $1/3$

Т.24. В ящике находится 10 теннисных мячей, из которых 6 новые. Для первой игры наугад берут два мяча, которые после игры возвращают в ящик. Для второй игры также наугад берут 2 мяча. Найти вероятность того, что оба мяча, взятые для второй игры, новые.

Пусть A - иссл. событие

ДТ24 Случай:

1 игра H_1 : 6н, 4ст $P(H_1) = \frac{4}{10} \cdot \frac{3}{9} = \frac{2}{5} \cdot \frac{1}{3} = \frac{2}{15} = \frac{C_4^2}{C_{10}^2}$

$6н, 4ст \longrightarrow H_2$: 5н, 5ст $P(H_2) = \frac{6}{10} \cdot \frac{4}{9} \cdot 2 = \frac{8}{15} = \frac{C_4^1 \cdot C_6^1}{C_{10}^2}$

H_3 : 4н, 6ст $P(H_3) = \frac{6}{10} \cdot \frac{5}{9} = \frac{5}{15} = \frac{1}{3} = \frac{C_6^2}{C_{10}^2}$

Исходная вер-ть:

$$P(A) = P(A|H_1) \cdot P(H_1) + P(A|H_2) \cdot P(H_2) + P(A|H_3) \cdot P(H_3)$$

$$P(A) = \frac{C_6^2}{C_{10}^2} \cdot \frac{2}{15} + \frac{C_5^2}{C_{10}^2} \cdot \frac{8}{15} + \frac{C_4^2}{C_{10}^2} \cdot \frac{1}{3} = \frac{2}{45} + \frac{5 \cdot 2 \cdot 8}{2 \cdot 3 \cdot 10 \cdot 9 \cdot 15} + \frac{2}{15} \cdot \frac{1}{3} = \frac{2}{45} + \frac{16}{135} + \frac{2}{45} = \frac{28}{135}$$

Ответ: $\frac{28}{135}$

Т.25. Случайный эксперимент заключается в последовательном подбрасывании двух игральных костей. Найти вероятность того, что сумма в 5 очков появится раньше, чем сумма в 7 очков.

$P(x)$ - исходы вер-ии

$P(A)$ - вер-ия того, что при первом броске выпало 5 очков

$P(B)$ - -- - 7 очков

$P(C)$ - -- - ни 5, ни 7 очков

Сумма в 5 очков: $\begin{matrix} 4+1 \\ 3+2 \end{matrix}$ $P(A) = \frac{2 \cdot 2}{36} = \frac{1}{9}$ за 1 ход

в 7 очков: $\begin{matrix} 6+1 \\ 5+2 \\ 4+3 \end{matrix}$ $P(B) = \frac{3 \cdot 2}{36} = \frac{1}{6}$ за 1 ход $\Rightarrow P(C) = 1 - \frac{4+6}{36} = \frac{13}{18}$

По се-е исходы вер-ии

$$P(x) = P(x|A) \cdot P(A) + P(x|B) \cdot P(B) + P(x|C) \cdot P(C) = 1 \cdot \frac{1}{9} + 0 \cdot \frac{1}{6} + P(x) \cdot \frac{13}{18}$$

$$\Rightarrow \frac{5}{18} P(x) = \frac{1}{9} ; P(x) = \frac{1}{9} \cdot \frac{18}{5} = \frac{2}{5} \quad \underline{\text{Ответ: } \frac{2}{5}}$$

Т.28. Из урны, содержащей M белых и N черных шаров, утеряно r шаров. Какова вероятность извлечения белого шара?

ДТ.28

$P(A)$ - исходы

H_i - среди утерянных i белых и $r-i$ черных шаров

$$P(A) = \sum_{i=0}^r P(A|H_i) \cdot P(H_i) = \sum_{i=0}^r \frac{M-i}{M+N-r} \cdot \frac{C_M^i \cdot C_N^{r-i}}{C_{M+N}^r} \Rightarrow P(A) = \sum_{i=0}^r \frac{C_M^i \cdot C_N^{r-i}}{C_{M+N}^r} \cdot \frac{M-i}{M+N-r}$$

Т.29. Брошены две игральные кости. Какова вероятность того, что на первой кости выпало 3 очка, если известно, что на второй кости выпало очков не меньше, чем на первой?

ДТ.29 сс. A - на первой кости равно 3 очка $P(A)$ - исходы

Аналогично при броске - независимые. При броске выпало 3 очка.

H_i - выпало число i . i должно быть \geq чем то, что выпало на первой кости \Rightarrow при H_i есть i вариантов того, что можно выпустить в первый раз

$$H_1 \quad P(A|H_1) = 0$$

$$H_2 \quad 0$$

$$H_3 \quad \frac{1}{3}$$

$$H_4 \quad \frac{1}{4}$$

$$H_5 \quad \frac{1}{5}$$

$$H_6 \quad \frac{1}{6}$$

$$\Rightarrow P(A) = \sum_{i=1}^6 P(A|H_i) \cdot P(H_i) = \frac{1}{6} \left(\frac{1}{3} + \frac{1}{4} + \frac{1}{5} + \frac{1}{6} \right) = \underline{\underline{\frac{19}{120}}}$$

Т.27. Имеется три телефонных автомата, которые принимают специальные жетоны. Один из них никогда не работает, второй работает всегда, а третий работает с вероятностью $1/2$. Некто имеет три жетона и пытается выяснить, какой из автоматов исправный (работает всегда). Он делает попытку на одном из автоматов, которая оказывается неудачной. Затем переходит к другому автомату, на котором две подряд попытки оказываются удачными. Какова вероятность, что этот автомат исправный?

1 жетон — неудача
2, 3 жетона — удача

A — исправный жетон.

Тогда, где 2 жетона подряд удача:

H_1 — автомат исправен

H_2 — ... неисправен

H_3 — ... исправен

$$P(H_1) = P(H_2) = P(H_3) = 1/3$$

$$P(A|H_1) = 0$$

$$P(A|H_2) = P(A|D_1H_2) \cdot P(D_1|H_2) + P(A|D_3H_2) \cdot P(D_3|H_2) = 1 \cdot \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} + 0 \cdot \frac{1}{2} = 1/8$$

$$P(A|H_3) = P(A|D_1H_3) \cdot P(D_1|H_3) + P(A|D_2H_3) \cdot P(D_2|H_3) = 1 \cdot 1 \cdot \frac{1}{2} + \frac{1}{2} \cdot 1 \cdot 1 \cdot \frac{1}{2} = 3/4$$

$$\text{Итого: } P(H_3|A) = \frac{3/4}{0 + 1/8 + 3/4} = \frac{3/4}{7/8} = \frac{6}{7}$$



$$P_1 = 0 \quad P_2 = 1/2 \quad P_3 = 1$$

$$P(A|B) = \frac{P(AB)}{P(A)}$$

Используем вер-ию:

$$P = P(H_3|A) = \frac{P(AH_3)}{P(A)} = \frac{P(H_3) \cdot P(A|H_3)}{\sum_{i=1}^3 P(H_i) \cdot P(A|H_i)}$$

Тогда, где 1 жетон неудача:

D_1 — автомат исправен

D_2 — автомат неисправен

D_3 — автомат исправен

Ответ: $6/7$

Задача 2.

Т.1. Случайные величины ξ и η независимы; ξ имеет плотность распределения $f_\xi(x)$, а $P(\eta = 0) = P(\eta = 1) = P(\eta = -1) = \frac{1}{3}$. Найти закон распределения случайной величины $\xi + \eta$.

р-я ниср.

$$P = \xi + \eta; F_P = P(P \leq x) = P(\xi + \eta \leq x) = \\ = \frac{1}{3} \cdot [P(\xi + \eta \leq x | \eta = 0) + P(\xi + \eta \leq x | \eta = 1) + \\ + P(\xi + \eta \leq x | \eta = -1)] \quad \textcircled{=}$$

$$P(\xi + \eta \leq x | \eta = 0) = \frac{P(\xi + 0 \leq x | \eta = 0)}{P(\eta = 0)} =$$

$$= P(\xi \leq x) = \int_{-\infty}^x f_\xi(t) dt$$

$$\text{аналогично: } P(\xi + \eta \leq x | \eta = 1) = P(\xi \leq x - 1) = \int_{-\infty}^{x-1} f_\xi(t) dt$$

$$P(\xi + \eta \leq x | \eta = -1) = P(\xi \leq x + 1) = \int_{-\infty}^{x+1} f_\xi(t) dt$$

$$\textcircled{=} \frac{1}{3} \left[\int_{-\infty}^{x-1} f_\xi(t) dt + \int_{-\infty}^x f_\xi(t) dt + \int_{-\infty}^{x+1} f_\xi(t) dt \right] \Rightarrow \text{аналогично } f_\xi(x) = \frac{1}{3} [f_\xi(x-1) + f_\xi(x) + f_\xi(x+1)]$$

Т.2. Игральная кость бросается до первого появления шестёрки. Пусть ξ — число бросаний. Найти распределение вероятностей ξ , $E\xi$, $D\xi$. Чему равна вероятность того, что $\xi \leq 5$?

р.т.2 унар: $p = 1/6$, нулевой: $q = 5/6$

$$P(\xi = k) = p q^{k-1}$$

$$E\xi = \sum_{k=1}^{\infty} k \cdot p q^{k-1} = p \sum_{k=1}^{\infty} k \cdot q^{k-1} = p \cdot S'(q) \leftarrow \sum_{k=1}^{\infty} q^k = \frac{q}{1-q} = S(q) = p \cdot \frac{1}{(1-q)^2} = \frac{1}{6} \cdot 6^2 = 6$$

$$D\xi = E\xi^2 - (E\xi)^2 =$$

$$E\xi^2 = \sum_{k=1}^{\infty} k^2 \cdot p \cdot q^{k-1} \dots$$

$$P(\xi \leq 5) = \cup P(\xi = k)_{k=1}^5 = \sum_{k=1}^5 p q^{k-1} = \frac{p}{q} \sum_{k=1}^5 q^k = \frac{p}{q} \cdot \frac{q^6 - q}{q - 1} = 1 - (5/6)^5 = \underline{0,998}$$

Т.4. Подбрасываются две игральные кости. Пусть ξ_1 — число очков, выпавших на первой игральной кости, а ξ_2 — на второй. Определим $\xi = \max\{\xi_1, \xi_2\}$, $\eta = \min\{\xi_1, \xi_2\}$. Найти $\text{cov}(\xi, \eta)$.

$$P(\xi = k) \quad k = 1, 2, \dots, 6 \quad \leftarrow k-1 \text{ мод.}$$

$$\{\xi = k\} = \{\xi_1 = k\} \cup \{\xi_2 = k\} \cup \{\xi_1 = k, \xi_2 = k\} \Rightarrow P(\xi = k) = \frac{2k-1}{36}$$

$$\text{Тога } E\xi = \sum_{k=1}^6 k \cdot \frac{2k-1}{36} = \frac{1}{36} \sum_{k=1}^6 (2k^2 - k) = \frac{1}{36} (1 + 6 + 15 + 28 + 45 + 66) = \frac{101}{36}$$

$$P(\eta = k)$$

$$\{\eta = k\} = \{\xi_1 = k\} \cup \{\xi_2 = k\} \cup \{\xi_1 = k, \xi_2 = k\} \Rightarrow P(\eta = k) = \frac{13-2k}{36}$$

$$\text{Тога } E\eta = \sum_{k=1}^6 k \cdot \frac{13-2k}{36} = \frac{1}{36} (11 + 18 + 21 + 20 + 15 + 6) = \frac{91}{36}$$

$$\{\xi = k, \eta = m\} = \{\xi_1 = k, \xi_2 = m\} \cup \{\xi_1 = m, \xi_2 = k\} \cup \{\xi_1 = k, \xi_2 = k = m\} \Rightarrow P = \frac{3}{36} = 1/12$$

$$\text{cov}(\xi, \eta) = E\xi\eta - E\xi E\eta = \sum_{k,m=1}^6 (k+m) \cdot 1/12$$

???

$$\left\{ \begin{aligned} E\xi &= \sum_{i=1}^k x_i \cdot P(A_i) \\ D\xi &= E(\xi - E\xi)^2 = E(\xi^2) - (E\xi)^2 \\ D(\xi + \eta) &= D\xi + D\eta + 2\text{cov}(\xi, \eta) \\ \text{cov}(\xi, \eta) &= E\xi\eta - E\xi \cdot E\eta \\ \rho &= \frac{\text{cov}(\xi, \eta)}{\sqrt{D\xi \cdot D\eta}} \end{aligned} \right.$$

Т.5. Игральная кость подбрасывается n раз. Пусть ξ — число появлений единицы, а η — число появлений шестёрки. Найти коэффициент корреляции этих случайных величин.

ξ_i — индикатор события 1 на i -м броске
 η_i — ... 6...

Тогда $\xi = \sum_{i=1}^n \xi_i$; $\eta = \sum_{i=1}^n \eta_i$; $E\xi_i = P(\text{событ. 1}) = 1/6 = E\eta_i$
 $D\xi_i = D\eta_i = pq = 1/6 \cdot 5/6 = 5/36$

$\Rightarrow E\xi = \sum_{i=1}^n E\xi_i = n/6 = E\eta$
 $D\xi = \sum_{i=1}^n D\xi_i = 5n/36 = D\eta$

$$E(\xi\eta) = E\sum_{i,j=1}^n \xi_i \eta_j = E\sum_{i=1}^n \xi_i \eta_i + E\sum_{i \neq j} \xi_i \eta_j =$$

$$= \sum_{i=1}^n E\xi_i \eta_i + \sum_{i \neq j} E\xi_i \eta_j = \sum_{i=1}^n E\xi_i E\eta_i + \sum_{i \neq j} E\xi_i E\eta_j = \frac{n(n-1)}{36}$$

Условие: $\text{cov}(\xi, \eta) = \frac{n(n-1)}{36} - \frac{n^2}{36} = -\frac{n}{36}$

$\rho(\xi, \eta) = -\frac{n}{36} \cdot \frac{36}{5n} = -1/5$

Т.7. Пусть $\xi_k, k = 1, 2, \dots$ — независимые случайные величины с распределением Пуассона. Найти распределение их суммы и условное распределение ξ_1 , если известна сумма $\xi_1 + \xi_2$.

λ_1, λ_2 — их параметры

Р.7

$g_{\xi_k}(z) = e^{\lambda_k(z-1)}$; $S = \xi_1 + \xi_2$

$g_S(z) = E z^{\xi_1 + \xi_2} = E z^{\xi_1} z^{\xi_2} = E z^{\xi_1} \cdot E z^{\xi_2} = g_{\xi_1}(z) \cdot g_{\xi_2}(z)$

$g_S(z) = e^{(\lambda_1 + \lambda_2)(z-1)}$ — параметр распр. Пуассона ✓

$P(S=k) = e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)} \cdot \frac{(\lambda_1 + \lambda_2)^k}{k!}$, $k = 0, 1, 2, \dots$

Условное распр: $P(\xi_1 = k | \xi_1 + \xi_2 = n)$, $k = 0, \dots, n$

по оуп. $P(\xi_1 = k | \xi_1 + \xi_2 = n) = \frac{P(\xi_1 = k, \xi_1 + \xi_2 = n)}{P(\xi_1 + \xi_2 = n)} = \frac{P(\xi_1 = k) \cdot P(\xi_2 = n-k)}{P(\xi_1 + \xi_2 = n)}$

$= \frac{e^{-\lambda_1} \lambda_1^k \cdot e^{-\lambda_2} \lambda_2^{n-k} \cdot n!}{k!(n-k)! \cdot e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)} (\lambda_1 + \lambda_2)^n} = C_n^k \cdot \left(\frac{\lambda_1}{\lambda_1 + \lambda_2}\right)^k \cdot \left(\frac{\lambda_2}{\lambda_1 + \lambda_2}\right)^{n-k}$, $k = 0, \dots, n$ — биномиальное распр. ✓

Т.8. Совместное распределение случайных величин ξ и η определяется условиями $P(\xi\eta = 0) = 1$; $P(\xi = 1) = P(\xi = -1) = P(\eta = 1) = P(\eta = -1) = \frac{1}{4}$. Найти математические ожидания, дисперсии и ковариацию этих случайных величин.

Р.8

$\xi \backslash \eta$	1	-1	0	
1	0	0	1/4	1/4
-1	0	0	1/4	1/4
0	1/4	1/4	0	1/2
	1/4	1/4	1/2	

$A = \{\xi \neq 0\} \Rightarrow P(A) = 0$

$B = \{\eta \neq 0\} \Rightarrow P(A) > 1/2; P(B) > 1/2$

$0 \leq P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(AB) > 1 = 1$

$\Rightarrow P(A) = P(B) = 1/2$

$P(\bar{A}) = 1 - P(A) = 1/2$ — $\xi = 0$

$P(\bar{B}) = 1 - P(B) = 1/2$ — $\eta = 0$

$E, D, \text{cov} ???$

Т.24. Книга в 500 страниц содержит 50 опечаток. Используя схему Бернулли, оценить вероятность того, что на определенной странице не менее трех опечаток. Сравнить полученный результат с пуассоновским приближением этой вероятности.

Успешные - опечатки
Успех - одна опечатка на стр. сир.

Схема Бернулли: $N=50$, $p=\frac{1}{500}=0,002$

Сов. А - на стр. сир. опечаток ≥ 3 опечатки

$$\Rightarrow \bar{A} = B_n(0) \cup B_n(1) \cup B_n(2) = C_n^0 \cdot p^0 \cdot q + C_n^1 \cdot p \cdot q^{n-1} + C_n^2 \cdot p^2 \cdot q^{n-2} = \dots$$

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

Воспользуемся приближ. схемой: Теорема Пуассона.

$$\lambda = np = 0,1; \quad P(B_n(k)) = e^{-\lambda} \cdot \frac{\lambda^k}{k!} = \dots$$