

Домашно 1

Зад. 1. 1. От 10 стандартни тестета от 52 карти се тегли по една карта. Намерете вероятността в получената ръка от 10 карти

а) да няма повтарящи се

б) да има поне 3 аса

в) да има 4 спатии, 3 купи и 1 пика

г) броят на черните карти да с точно 4 повече от броя на червените, ако е известно, че черните карти са повече от червените

- а) Вероятността да няма повтарящи се в получена ръка от 10 тегления по 1 карта от 10 стандартни тестета от 52 карти е $\frac{(52 \cdot 51 \cdot 50 \cdot 49 \cdot 48 \cdot 47 \cdot 46 \cdot 45 \cdot 44 \cdot 43)}{52^{10}}$
- б) Вероятността да има поне 3 аса в получената ръка ще изчислѐм с това че ще намерим вероятността да има по-малко от 3 аса в ръката.
За да намерим вероятността да получим по-малко от 3 аса, като използваме биномното разпределение, можем да получим сумата от вероятността да получим 0, 1 и 2 аса.

$$P(X < 3) = P(X = 0) + P(X = 1) + P(X = 2)$$

X е броят аса, а P(X) е вероятностната на биномното разпределение.

Вероятността да получим точно 0, 1 и 2 аса е:

$$P(X = 0) = \binom{10}{0} \left(\frac{4}{52}\right)^0 \left(\frac{48}{52}\right)^{10} = 0,449$$

$$P(X = 1) = \binom{10}{1} \left(\frac{4}{52}\right)^1 \left(\frac{48}{52}\right)^9 = 0,374$$

$$P(X = 2) = \binom{10}{2} \left(\frac{4}{52}\right)^2 \left(\frac{48}{52}\right)^8 = 0,14$$

Така че вероятността да получим по-малко от 3 аса е:

$P(X < 3) = P(X = 0) + P(X = 1) + P(X = 2)$, или $P(X < 3) = 0,963$, което означава че вероятността да има поне 3 аса в получената рака е $P(X \geq 3) = 1 - P(X < 3) = 1 - 0,963 = 0,037$

- г) Първо, нека дефинираме някои променливи:

Нека B е броят на черните карти в получената ръка от 10 карти.

Нека R е броят на червените карти в получената ръка от 10 карти.

От условието на задачата знаем, че $B > R$ и че искаме да намерим вероятността $B = R + 4$ и $B + R = 10$. От тези уравнения следва:

$$B = 7, R = 3$$

Вероятността да изтеглиме червена карта е:
 $26/52 = 1/2$

Вероятността да изтеглиме черна карта е:
 $26/52 = 1/2$

$$P(B, R) = \frac{10!}{B!(10-B)!} * \left(\frac{1}{2}\right)^B * \left(\frac{1}{2}\right)^R$$

Като се има предвид, че $B = 7$ и $R = 3$, можем да заместим тези стойности в горното уравнение:

$$P(7, 3) = \frac{10!}{7!(10-7)!} * \left(\frac{1}{2}\right)^7 * \left(\frac{1}{2}\right)^3$$

Вероятността да имаме точно 4 черни карти повече от червени карти в резултатна ръка от 10 карти, където $B = R + 4$ е 0,117.

3. Каква е вероятността корените на квадратното уравнение $x^2 + ax + b = 0$, $a, b \in [0, 1]$ да бъдат реални числа?

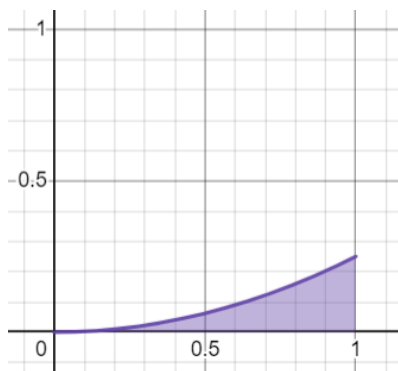
- Корените на квадратното уравнение $x^2 + ax + b = 0$ са реални тогава и само тогава, когато дискриминантата, е неотрицателна.

Квадратната формула е $Ax^2 + Bx + C$, а дискриминантата получаваме чрез $B^2 - 4AC$.
Дискриминантата в случая се получава $B^2 - 4AC = a^2 - 4b$.

За да бъдат корените реални, дискриминантата $a^2 - 4b$ трябва да е неотрицателна, така че $a^2 \geq 4b$.

За да бъдат стойностите на a и b между 0 и 1, имаме, че b е между 0 и 1 и a е между 0 и 1.

Неравенството е изпълнено за всички стойности под (или върху) кривата $b = \frac{a^2}{4}$



Ако $b < 0$, ясно е че неравенството е изпълнено за всяка стойност на a . За $b \geq 0$, използваме интеграла $\int_0^1 \frac{a^2}{4} da = \frac{1}{12}$.

При положение, че a и b са равномерно разпределени случайни променливи, вероятността двойката (a, b) да попадне в валидния регион е площта на валидния регион, разделена на общата площ, която е $\frac{\frac{1}{12}}{1} = \frac{1}{12}$.

Зад. 3. По две от страните на правилен зар са оцветени в съответно бяло, зелено и червено. върляме този зар два пъти. Нека X е броят на падналите се бели, а Y - на падналите се червени страни. Да се намерят съвместното разпределение на X и Y , независими ли са, ковариацията им, $P(X = 1 | Y = 1)$ и $P(X > Y)$.

- Съвместното разпределение на X и Y може да се намери чрез изброяване на всички възможни резултати от хвърляне на зара два пъти и съответните им вероятности. Тъй като зарът е правилен и има две бели страни, две зелени страни и две червени страни, съвместното разпределение изглежда така:

$X \backslash Y$	0	1	2
0	1/9	2/9	1/9
1	2/9	2/9	0
2	1/9	0	0

$$P(X=x, Y=y) =$$

$$P(X=2, Y=1) = P(X=1, Y=2) = P(X=2, Y=2) = 0$$

$$P(X=0, Y=0) = 1/9$$

$$P(X=1, Y=0) = 2/9$$

$$P(X=2, Y=0) = 1/9$$

$$P(X=0, Y=1) = 2/9$$

$$P(X=1, Y=1) = 2/9$$

$$P(X=0, Y=2) = 1/9; \text{ за } x, y \in \{0, 1, 2\}$$

Ковариацията на X и Y може да се изчисли с помощта на формулата $\text{Cov}(X, Y) = E(XY) - E(X)E(Y)$, където $E(X)$ и $E(Y)$ са очакваните стойности на X и Y съответно, а $E(XY)$ е очакваната стойност на произведението на X и Y .

$$E[X] = np = 2(1/3) = 2/3$$

$$E[Y] = np = 2(1/3) = 2/3$$

$$E[XY] = (n \cdot p)^2 = (2 \cdot (1/3))^2 = 2/9$$

Така,

$$\text{Cov}(X, Y) = E[XY] - E[X]E[Y] = 2/9 - (2/3)(2/3) = 2/9 - 4/9 = -2/9$$

Анастасия Якимовска
СИ курс 3, гр. 1
фн. 866352

Следователно ковариацията на X и Y е $-2/9$.

Щом ковариацията не е еднаква на 0, това означава, че X и Y не са независими.

Накрая,

$$P(X = 1 | Y = 1) = P(X = 1, Y = 1) / P(Y = 1) = (2/9) / (3/9) = 2/3$$

$$P(X > Y) = P(X = 2, Y = 0) + P(X = 1, Y = 1) = 1/9 + 2/9 = 1/3$$

Домашно 2

Зад. 1. 1. Да се докаже комбинаторно, че $\frac{n!}{(n-k)!} = \frac{(n-1)!}{(n-k-1)!} + k \frac{(n-1)!}{(n-k)!}$.

- Развиваме двете страни на равенството

→

$$\begin{aligned} \frac{(n-1)!}{(n-k-1)!} &= \frac{(n-1) * (n-2) * (n-3) * \dots * 2 * 1}{(n-k-1) * (n-k-2) * (n-k-3) * \dots * 2 * 1} \\ &= \frac{(n-1) * (n-2) * (n-3) * \dots * (n-k) * \cancel{(n-k-1)} * \dots * 2 * 1}{\cancel{(n-k-1)} * (n-k-2) * (n-k-3) * \dots * 2 * 1} \\ &= (n-1) * (n-2) * (n-3) * \dots * (n-k) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} k \frac{(n-1)!}{(n-k)!} &= k * \frac{(n-1) * (n-2) * (n-3) * \dots * 2 * 1}{(n-k-1) * (n-k-2) * (n-k-3) * \dots * 2 * 1} \\ &= k * \frac{(n-1) * (n-2) * (n-3) * \dots * (n-k+1) * \cancel{(n-k)} * \dots * 2 * 1}{\cancel{(n-k)} * \cancel{(n-k-1)} * (n-k-2) * \dots * 2 * 1} \\ &= k * (n-1) * (n-2) * (n-3) * \dots * (n-k+1) \end{aligned}$$

←

$$\begin{aligned} \frac{n!}{(n-k)!} &= \frac{n * (n-1) * (n-2) * \dots * 2 * 1}{(n-k) * (n-k-1) * \dots * 2 * 1} \\ &= \frac{n * (n-1) * (n-2) * \dots * (n-k+1) * \cancel{(n-k)} * \dots * 2 * 1}{\cancel{(n-k)} * \cancel{(n-k-1)} * \dots * 2 * 1} \\ &= n * (n-1) * (n-2) * \dots * (n-k+1) \end{aligned}$$

С развиване на равенството получаваме:

$$n * (n-1) * \dots * (n-k+1) = (n-1) * \dots * (n-k+1) * (n-k) + k * (n-1) * \dots * (n-k+1)$$

$$n * (n-1) * \dots * (n-k+1) = (n-1) * \dots * (n-k+1) [(n-k) + k]$$

$$n * (n-1) * \dots * (n-k+1) = (n-1) * \dots * (n-k+1) [n - \cancel{k} + k]$$

$$n * (n-1) * \dots * (n-k+1) = n * (n-1) * \dots * (n-k+1)$$

Тъй като получихме че двете страни на равенството са равни, $\frac{n!}{(n-k)!} = \frac{(n-1)!}{(n-k-1)!} + k \frac{(n-1)!}{(n-k)!}$ е доказано.

2. Да се пресметне вероятността при едновременно хвърляне на m зара и n монети да се паднат само шестци и ези, ако заровете и монетите са правилни.

- По условие, че заровете и монетите са правилни и независими един от друг и че резултатът от един зар или хвърляне на монета не влияе на резултата от друг зар или хвърляне на монета.

Вероятността при хвърляне на зар да се падне 6 е $1/6$, а вероятността при хвърляне на монета да се падне ези е $1/2$. За да изчислим вероятността m зара и n монети да попаднат съответно на 6 и ези, можем да използваме формулата за вероятността от независими събития:

$$P(m \text{ зара попадат на 6 и } n \text{ монети попадат на ези}) = (1/6)^m * (1/2)^n$$

Зад. 3. За даден експеримент се провеждат $Y \sim \text{Poi}(\lambda)$ независими опита, като всеки от тях може да бъде успешен с вероятност p и неуспешен с вероятност $1 - p$. Да се намери разпределението на броя на успешните опити X .

- Провеждат се Y опити на Бернули $X \sim \text{Bin}(Y, p)$. Следователно,

$$P(X = k) = \binom{Y}{k} p^k (1 - p)^{Y-k}$$

$$\text{От } Y \sim \text{Poi}(\lambda) \Rightarrow P(Y = t) = \frac{\lambda^t}{t!} e^{-\lambda}.$$

Така,

$$P(X = k | Y = y) = \binom{y}{k} p^k (1 - p)^{y-k}$$

$$P(X = k) = \sum_{y=0}^{\infty} P(X = k | Y = y) P(Y = y)$$

$$P(X = k) = \sum_{y=0}^{\infty} \binom{y}{k} p^k (1 - p)^{y-k} \frac{\lambda^y}{y!} e^{-\lambda} = e^{-\lambda} \left(\frac{p}{1-p} \right)^k \sum_{y=k}^{\infty} \binom{y}{k} \frac{\lambda^y}{y!} (1 - p)^y$$

Зад. 4. Нека за случайните величини X и Y е дадено $E[X] = 0$, $E[Y] = -3$, $D(X) = 1$, $D(Y) = 4$ и $\rho_{X,Y} = -\sqrt{2}/2$. Да се пресметнат очакването и дисперсията на $Z = 3X - 4Y$.

- За да изчислим очакването на $Z = 3X - 4Y$, използваме следната формула:

$$E[Z] = E[3X - 4Y] = 3E[X] - 4E[Y] = 0 - 4(-3) = 12$$

За изчисляване на дисперсията на Z използваме формулата:

$$D(aX \pm bY + c) = a^2 D(X) + b^2 D(Y) \pm 2ab \text{Cov}(X, Y)$$

От $\rho_{X,Y}$ получаваме ковариацията на X и Y , тъй като $\rho_{X,Y} = \frac{\text{Cov}(X,Y)}{\sqrt{D(X)}\sqrt{D(Y)}}$

$$\Rightarrow \text{Cov}(X, Y) = \rho_{X,Y} * \sqrt{D(X)}\sqrt{D(Y)}$$

$$= -\sqrt{2/2} * \sqrt{1} * \sqrt{2}$$

$$\begin{aligned}
 D(Z) &= -\sqrt{(2/2) * 2} = -\sqrt{2} \\
 &= D(3X-4Y) \\
 &= 9D(X)+16D(Y) - 2*3*4*\sqrt{2} \\
 &= 9 + 16*4 + 23*\sqrt{2} \\
 &= 106,9
 \end{aligned}$$

Зад. 5. Урна съдържа 2 бели, 2 черни и 6 зелени топки. Изваждат се една по една с връщане 20 топки. Каква е вероятността да изтеглим с 4 повече бели топки отколкото черни?

- Нека X претставява броя на бели топки изтеглени, а Y броя на черни топки изтеглени.

Първо ще проверим дали X и Y са независими, чрез тяхната ковариация. Ковариацията на X и Y може да се изчисли с помощта на формулата $\text{Cov}(X, Y) = E(XY) - E(X)E(Y)$, където $E(X)$ и $E(Y)$ са очакваните стойности на X и Y съответно, а $E(XY)$ е очакваната стойност на произведението на X и Y .

Вероятността да се изтегли бяла топка е $1/5$, а черна $1/5$.

$$\begin{aligned}
 E[X] &= np = 20(1/5) = 4 \\
 E[Y] &= np = 20(1/5) = 4 \\
 E[XY] &= (n*p)^2 = (20 * (1/5))^2 = 16
 \end{aligned}$$

Така,

$$\text{Cov}(X, Y) = E[XY] - E[X]E[Y] = 16 - 4*4 = 0$$

Следователно ковариацията на X и Y е 0, което означава че двете случайни величини са независими.

В случай че са независими можем да приложим $P(X = x, Y = y) = P(X = x)P(Y = y)$.

X и Y имат биомно разпределение получаваме вероятностите:

Търсим вероятностите за $y \in \{0, 1, \dots, 8\}$, а от условието че търсим вероятностите да изтеглим 4 повече бели топки отколкото черни $x = y+4 \Rightarrow x \in \{4, 5, \dots, 12\}$

Разпределението за X :

$$\begin{aligned}
 P(X=4) &= \binom{20}{4} \left(\frac{1}{5}\right)^4 \left(\frac{4}{5}\right)^{16} = 0,218 \\
 P(X=5) &= \binom{20}{5} \left(\frac{1}{5}\right)^5 \left(\frac{4}{5}\right)^{15} = 0,175 \\
 P(X=6) &= \binom{20}{6} \left(\frac{1}{5}\right)^6 \left(\frac{4}{5}\right)^{14} = 0,109 \\
 P(X=7) &= \binom{20}{7} \left(\frac{1}{5}\right)^7 \left(\frac{4}{5}\right)^{13} = 0,0545
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 P(X=8) &= \binom{20}{8} \left(\frac{1}{5}\right)^8 \left(\frac{4}{5}\right)^{12} = 0.022 \\
 P(X=9) &= \binom{20}{9} \left(\frac{1}{5}\right)^9 \left(\frac{4}{5}\right)^{11} = 0.007 \\
 P(X=10) &= \binom{20}{10} \left(\frac{1}{5}\right)^{10} \left(\frac{4}{5}\right)^{10} = 0.002 \\
 P(X=11) &= \binom{20}{11} \left(\frac{1}{5}\right)^{11} \left(\frac{4}{5}\right)^9 = 0.00046
 \end{aligned}$$

Анастасия Якимовска

СИ курс 3, гр. 1

фн. 866352

$$P(X=12) = \binom{20}{12} \left(\frac{1}{5}\right)^{12} \left(\frac{4}{5}\right)^8 = 0.00009$$

$$P(Y=0) = \binom{20}{0} \left(\frac{1}{5}\right)^0 \left(\frac{4}{5}\right)^{20} = 0,011$$

$$P(Y=1) = \binom{20}{1} \left(\frac{1}{5}\right)^1 \left(\frac{4}{5}\right)^{19} = 0,058$$

$$P(Y=2) = \binom{20}{2} \left(\frac{1}{5}\right)^2 \left(\frac{4}{5}\right)^{18} = 0,137$$

$$P(Y=3) = \binom{20}{3} \left(\frac{1}{5}\right)^3 \left(\frac{4}{5}\right)^{17} = 0,205$$

$$P(Y=4) = \binom{20}{4} \left(\frac{1}{5}\right)^4 \left(\frac{4}{5}\right)^{16} = 0.218$$

$$P(Y=5) = \binom{20}{5} \left(\frac{1}{5}\right)^5 \left(\frac{4}{5}\right)^{15} = 0.175$$

$$P(Y=6) = \binom{20}{6} \left(\frac{1}{5}\right)^6 \left(\frac{4}{5}\right)^{14} = 0.109$$

$$P(Y=7) = \binom{20}{7} \left(\frac{1}{5}\right)^7 \left(\frac{4}{5}\right)^{13} = 0.0545$$

$$P(Y=8) = \binom{20}{8} \left(\frac{1}{5}\right)^8 \left(\frac{4}{5}\right)^{12} = 0.022$$

От $P(X = x, Y = y) = P(X = x)P(Y = y)$:

$$P(X = 4, Y = 0) = P(X = 4)P(Y = 0) = 0,002$$

$$P(X = 5, Y = 1) = P(X = 5)P(Y = 1) = 0,01$$

$$P(X = 6, Y = 2) = P(X = 6)P(Y = 2) = 0,15$$

$$P(X = 7, Y = 3) = P(X = 7)P(Y = 3) = 0,011$$

$$P(X = 8, Y = 4) = P(X = 8)P(Y = 4) = 0,0048$$

$$P(X = 9, Y = 5) = P(X = 9)P(Y = 5) = 0,0012$$

$$P(X = 10, Y = 6) = P(X = 10)P(Y = 6) = 0,0002$$

$$P(X = 11, Y = 7) = P(X = 11)P(Y = 7) = 0,000025$$

$$P(X = 12, Y = 8) = P(X = 12)P(Y = 8) = 0,00000198$$

Събираме всички вероятности и получаваме

$$P(\text{теглим 4 повече бели топки отколкото черни}) = 0,179$$

Домашно 3

Зад. 2. Студенти влизат последователно на изпит, показвайки личната си карта. Преди изпита е обявено, че първият студент, чийто рожден ден съвпада с рождения ден на вече влязъл студент, ще получи единица бонус към оценката си. На кое място трябва да застанете в редицата от студенти, за да имате най-голям шанс да сте печелившия студент?

- Вероятността двама или повече души да имат един и същ рожден ден в група от n души се получава от:

$$P(n) = 1 - \frac{364^n}{365}$$

Променяме въпроса в задачата в: за какво n е $p(n) - p(n-1)$ максимално?

Разликата между $p(n)$ и $p(n-1)$ се получава от:

$$P(n) - P(n-1) = (364/365)^{(n-1)} * (364/365)^n$$

Разликата нараства с увеличаване на n и достига своя максимум при $n=20$. Значи най-добрата позиция е 20.

Зад. 4. Нека $N \sim \text{Poi}(\lambda)$ и $X_1, X_2, \dots \sim \text{Ber}(p)$ са независими. Нека $X = X_1 + \dots + X_N$ и $Y = N - X$. Да се докаже, че X и Y са независими. Обратно, ако разпределението на N е неизвестно и X и Y са независими, то да се докаже, че N е Поасоново разпределена случайна величина.

- Първо, нека докажем, че X и Y са независими, когато $N \sim \text{Poi}(\lambda)$ и $X_1, X_2, \dots \sim \text{Ber}(p)$

X и Y са зависими от N , но N е независимо от X_1, X_2, \dots , така че можем да използваме свойството на условна независимост: ако A и B са независими, а C и D са независими, тогава A, B, C и D са независими, ако A и C са независими, или A и D са независими, или B и C са независими, или B и D са независими.

Можем да видим, че X и Y са независими, защото са независими един от друг, при дадено N , а N е независим от X_1, X_2, \dots .

Сега нека докажем, че ако X и Y са независими и разпределението на N е неизвестно, тогава $N \sim \text{Poi}(\lambda)$.

Тъй като X и Y са независими, можем да използваме свойството на независими случайни променливи: $X + Y = N$, така че разпределението на N е конволюцията на разпределенията на X и Y . Тъй като $X_1, X_2, \dots \sim \text{Ber}(p)$, разпределението на X е биомно и разпределението на Y също е биомно.

Конволюцията на биномиално разпределение и друго биномиално разпределение е разпределение на Поасон. Следователно, тъй като N е конволюцията на разпределенията на X и Y , $N \sim \text{Poi}(\lambda)$.

Зад. 5. Нека $X_1, X_2, \dots, X_n \sim U([0, 1])$ са независими и еднакво разпределени сл.вел. Намерете $P(X_1 + X_2 + \dots + X_n \leq 1)$.

- Случайните променливи X_1, X_2, \dots, X_n са независими и равномерно разпределени, така че всички следват равномерно разпределение по интервала $[0, 1]$.

За да намерим $P(X_1 + X_2 + \dots + X_n \leq 1)$, можем да разгледаме вероятността сборът от случайните променливи да е по-малък или равен на 1.

Тъй като всички случайни променливи са независими и имат еднакво равномерно разпределение по $[0, 1]$, сумата от n случайни променливи също ще има равномерно разпределение по $[0, n]$.

Следователно вероятността сумата от случайните променливи да е по-малка или равна на 1 е:

$$P(X_1 + X_2 + \dots + X_n \leq 1) = P(X_1 + X_2 + \dots + X_n \leq 1/n) = 1/n$$

И така, $P(X_1 + X_2 + \dots + X_n \leq 1) = 1/n$.