Дискретная математика

Харитонцев-Беглов Сергей

12 октября 2021 г.

Содержание

1.	Teol	оия множеств	L
	1.1	Базовые понятия	1
	1.2	Операции с множествами	1
2.	Ком	бинаторика 4	1
	2.1	Сшки	1
	2.2	Биномиальные коэффициенты	5
	2.3	Мультимножество	5
	2.4	k-перестановки	5
	2.5	Комбинаторика в схемах и мемах	3
3.	\mathbf{Bep}	оятности 8	
	3.1	Дискретная вероятность	3
	3.2	Случайная величина	
	3.3	Биномиальное распределение	9
	3.4	Геометрическое распределение)
	3.5	Гипергеометрическое распределение)
	3.6	Численные уарактеристики	ገ

1. Теория множеств

1.1. Базовые понятия

Есть официальный конспект, который будет Здесь.

Onpedenehue 1.1. Множество — набор различимых между собой по какому-то признаку предметов.

Определение 1.2. Предметы входящие в это множество называются его элементами.

Если мы хотим описать множество, то нужно просто описать предметы этого множества. Например, чтобы задать множество студентов необходимо задать просто студентов.

Есть конечные, счетные, несчетные и целый зоопарк множеств разных мощностей. Самое простое множество — \varnothing , множество ничего не содержащее — пустое.

Определение 1.3. X подмножество (\subseteq) $Y \Leftarrow \forall y \in Y: y \in X$. \varnothing и X — тривиальные, остальные — нетривиальные. все подмножества, кроме X — собственные.

1.2. Операции с множествами

Символ	Определение	Словами					
Λ	$A \cap B = \dots$	Пересечение множества					
U	$A \cup B = \dots$	Объединение множеств					
\	$A \setminus B = \dots$	Разность множеств					
Δ	$A \triangle B = \dots$	Симметрическая разность множеств					

Определение **1.4.** Алгебраическая структура — множество, на котором ввели какую-то операцию.

Пример. Пусть заданы несколько множеств:

- 1. $\exists e: a \cdot e = a \ \forall a \in G$
- 2. $\forall a \in G \ \exists a^{-1} \in G : \ a \cdot a^{-1} = a^{-1} \cdot a = e$
- 3. $\forall a, b, c : (a \cdot b) \cdot c = a \cdot (b \cdot c)$
- 4. $\forall a, b \in Ga \cdot b = b \cdot a$

То это абелева группа и это к алгебре.

А дискретная математика не имеет аксиом, то есть мало чего можно использовать из алгебры / матана.

Если задать какое-то надмножество X над A, то появится операция дополнения: $A' = X \setminus A$. Законы Де Моргана:

Теорема 1.1. $(A \cup B)' = A' \cap B'$

Теорема 1.2. $(A \cap B)' = A' \cup B'$

Доказательство смотри в конспекте Омеля, тут мне лень это делать.

Определение 1.5. Система иножеств — множество, элементами которого являются множества.

Определение 1.6. Семейство множеств — упорядоченный набор неких множеств (X_1, X_2, \dots, X_k) . Причем множества в наборе могут повторяться.

Определение 1.7. Некоторое покрытие множества X системой множеств — система множеств, объединение элементов которого равняется X.

Определение 1.8. Разбиение множества X на блоки — система (X_1, X_2, \dots, X_k) , удовлетворяющая неким условиям:

- 1. $X = \bigcup_{i=1}^{k} X_i$
- 2. $\forall i: X_i \neq \emptyset$
- 3. $\forall i, j = 1..k : X_i \cap X_j = \emptyset$

Определение 1.9. Пара элементов (x,y) — упорядоченный набор из двух элементов. То есть для $x \neq y$: $(x,y) \neq (y,x)$

Определение 1.10 (Декартово произведение). $X \times Y = \{(x,y) \mid x \in X, y \in Y\}$

можно ввести понятие «nки» — упорядоченный набор из n элементов. Поэтому можно ввести $A \times B \times C \times \dots$ и A^2, A^n

 $Onpedenehue\ 1.11.$ Отношение между множествами — некое подмножество декартого произведения этих множеств

Пусть ω — отношение между X и Y. Тогда их записывают $X\omega Y$, а отсутствие — $X\omega Y$.

Определение 1.12. Отношение эквивалентности (X, \sim) :

- 1. $x \sim x \ \forall x \in X$
- 2. $x \sim, y \Rightarrow y \sim x \ \forall x, y \in X$
- 3. $x \sim y, y \sim z, \Rightarrow x \sim z \ \forall x, y, z \in X$

Пусть $\widetilde{x} = \{ y \in X \mid y \sim x \}.$

Свойство. пусть $y \in \widetilde{x} \Rightarrow \widetilde{y} = \widetilde{x}$

Теорема 1.3. Разбиение на блоки задает классы эквивалентности.

- $X = \bigcup_{x \in X} \widetilde{x}$
- $\widetilde{x} \neq \emptyset$, т.к. хотя бы $x \in \widetilde{x}$.
- Рассмотрим $\widetilde{x},\widetilde{y}$. Пусть $\exists z:\ z\in\widetilde{x}\cap\widetilde{y}$. Тогда $\begin{array}{c} \widetilde{z}=\widetilde{x}\\ \widetilde{z}=\widetilde{y} \end{array} \}\Rightarrow\widetilde{x}=\widetilde{y}$

Определение 1.13. Мультимножество — $(x; \varphi): \varphi \to \mathbb{Z}_+$

Есть еще несколько базовых понятий: k-перестановки/сочетания из n элементов с/без повторений.

$$|A\cup B|=|A|+|B|$$
, если $A\cap B=\varnothing$. Поэтому, если есть разбиение на блоки, то $X=X_1\cup\ldots\cup X_k\Rightarrow |X|=|X_1|+\ldots+|X_k|$

$$X = X_1 \times \ldots \times X_k$$
, тогда $|X| = |X_1| \cdot \ldots \cdot |X_k|$

$$|A' \cap B'| = |(A \cup B)'| = |X| - |A \cup B| = |X| - |A| - |B| + |A \cap B|$$

2. Комбинаторика

2.1. Сшки

Есть два способа записи цэшек: $C_n^k = \binom{n}{k} = \frac{n!}{k! \cdot (n-k)!}$. Обычно формулы в комбинаторике используются не для подсчетов, а для определения асимптотики/верней оценки и так далее. Например если взять n=100, то уже проблема: 100! — довольно большое число. Но там еще и деление!!! Короче, может получиться небольшое число при больших числах в подсчетах.

Давайте забудем эту дурацкую формулу и будем использовать рекурренты: легко считать, пишется в миг. $\binom{n}{k} = \binom{n-1}{k} + \binom{n}{k-1}, \binom{0}{0} = 1.$

Доказательство. Пусть есть множество из n элементов. Разобьем все k-элементные подмножества на блоки: в одном все без последнего элемента, в другом все с последним. Тогда в первом блоке тогда есть $\binom{n-1}{k}$ элементов. В другом $\binom{n-1}{k-1}$ элементов. А значит $\binom{n}{k} = \binom{n-1}{k-1} + \binom{n-1}{k}$ \square Есть пара граничных случаев: $\binom{n}{0} = 1$, $\binom{n}{k}(n < k) = 0$. После этого можно сделать треугольник Паскаля:

Рассмотрим решетчатую плоскость (если вы это читаете это и здесь нет картиночки напишите @doktorkrab, чтобы я добавил картиночку). Какое здесь количество путей? Ну $An^k = A_{n-1}^k + A_{n-1}^{k-1}$. А это Сшки.

Теперь посмотрим на сумму на диагонали. Получаем гипотезу: $\sum m = 0^n \binom{m}{k} = \binom{k}{k} + \binom{k+1}{k} + \ldots + \binom{n-1}{k} + \binom{n}{k} = \binom{n+1}{k-1}$.

Доказательство. По основному комбинаторному тождеству: $\binom{m+1}{k+1} = \binom{m}{k+1} \binom{m}{k} \Rightarrow \binom{m}{k} = \binom{m+1}{k+1} - \binom{m}{k+1}$. Тогда:

$$\sum_{m=k}^{n} {m \choose k} = \sum_{m=k}^{n} {m+1 \choose k+1} - \sum_{m=k}^{n} {m \choose k+1}.$$
$${\binom{n+1}{k+1} + \sum_{m=k}^{n-1} {\binom{m+1}{k+1}}} - \sum_{m=k+1}^{n} {m \choose k+1}.$$

Дальше, если, расписать сумму все получится.

Пусть хочу набрать k+1-элементное подмножество из n+1-элементного множества. Пусть мы выбрали последний элемент, тогда у нас есть $\binom{n}{k}$ способов, а если не выбрали, то $\binom{n}{k+1}$ способов. А по индукции $\binom{n}{k+1} = \binom{n-1}{k+1} + \binom{n-1}{k}$. И так далее. \square Рассмотрим $\binom{n+m}{k} = \sum_{i=0}^k \binom{n}{i} \cdot \binom{m}{k-i}$

Доказательство. Рассмотрим два множества: одно n-элементное ("мальчики"), другое m-элементное ("девушки"). Тогда пусть мы выбрали i мальчиков, тогда нам нужно выбрать k-i девушек. \square Мы здесь применили принцип double counting: если мы посчитали что-то двумя способами, то результаты равны.

2.2. Биномиальные коэффициенты

Подробности на втором курсе.

Рассмотрим бином Ньютона: $(x+y)^n = \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} x^k \cdot y^{n-k}$

Доказательство. Раскроем скобки в левой части: $(x+y)(x+y)(x+y)\dots$ Когда у нас x^k ? Когда мы ровно в k скобках выбрали x. Сколько способов? Очевидно $\binom{n}{k}$.

Частные случаи:

- x = y = 1. Тогда $2^n = \sum_{k=0}^n \binom{n}{k}$
 - Рассмотрим множество $\{x_1, x_2, \dots, x_n\}$. Каждому числу можно сопоставить 0/1 берем/не берем. Тогда количество подмножеств количество бинарных строчек длины n. Такой метод называется биективным: когда мы доказываем, что один объект является биекцией другого, то их количества равны.
- x = 1, y = -1. Тогда $0 = \sum_{k=0}^{n} (-1)^k \binom{n}{k}$ количества способов выбрать подмножество четных длин и нечетных длин равны.

2.3. Мультимножество

Хотим посчитать $\binom{n}{k}$ — количество k-элементных подмультимножеств.

Пусть X = [n]. По принципу биекции найдем сначала $\binom{n}{k}$ для X, а потом найти для произвольного множества.

Пусть есть множество A, заменим его на множество $\{i+A_i\}$. $\binom{n}{k} = \binom{n+k-1}{k}$

2.4. k-перестановки

Определение 2.1. Упорядоченные набор из k элементов, где все элементы принадлежат множеству X.

Если мы считаем, что с повторениям, то ответ n^k , а если без то $n \cdot (n-1) \cdot \ldots \cdot (n-k+1) = (n)_k$. Перестановку можно записать как: $\begin{pmatrix} 1 & 2 & 3 & \ldots & n-1 & n \\ a_1 & a_2 & a_3 & \ldots & a_{n-1} & a_n \end{pmatrix}$. То есть i перешло в a_i . После этого можно композировать перестановки: $\begin{pmatrix} 1 & 2 & 3 \\ 3 & 2 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 & 2 & 3 \\ 3 & 1 & 2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 2 & 3 \\ 2 & 1 & 3 \end{pmatrix}$.

Заметим, что:

- 1. Существует нейтральный элемент тождественная перестановка $e = \{1, 2, \dots, n-1, n\}$
- 2. Существует обратный элемент: $\sigma \sigma^{-1} = \sigma^{-1} \sigma = e$
- 3. Ассоциативность: $\sigma \cdot (\tau \cdot \pi) = (\sigma \cdot \tau) \cdot \pi$

Значит перестановки с операцией композиции — группа. Носит название S_n . Есть теорема о том, что любая конечная группа представима как подгруппа S_n .

Рассмотрим $(n)_k = n \cdot (n-1) \cdot \dots \cdot (n-k+1) = \binom{n}{k} \cdot k!$. Тогда $\binom{n}{k} = \frac{(n)_k}{k!}$. Тогда можно заменить n на $q, q \in \mathbb{C}$. Тогда

$$\binom{q}{k} = \begin{cases} \frac{(q)_k}{k!} & k > 0\\ 1 & k = 0\\ 0 & k < 0 \end{cases}$$

Пусть
$$(n)^k = n \cdot (n+1) \cdot \ldots \cdot (n+k-1)$$
. Тогда $\binom{n}{k} = \frac{(n)^k}{k!}$

2.5. Комбинаторика в схемах и мемах

Пусть есть n различных предметов. Нужно выбрать k предметов с различными ограничениям: с повторениями/без, упорядоченные/неупорядоченные.

	с повторениями	без повторений
упорядоченные	n^k	$(n)_k$
неупорядоченные	$\binom{n}{k}$	$\binom{n}{k}$

Схема ящиков.

	A	≤ 1	1	≥ 1
ящики+предметы различимы	n^k	$(n)_k$	1/n!	$\widehat{S}(n,k)$
ящики различимы, а предметы — нет	$\binom{n}{k}$	$\binom{n}{k}$	1/0	$\binom{n}{k-n}$
ящики не различимы, а предметы различимы				S(n,k)
ящики+предметы неразличимы				

Последнюю строчку мы не сможем заполнить на первом курсе, нужны производящие функции. Эта строчка решает множество задач, например, разложение числа на слагаемые.

Отображение $f:X\to Y$ — такое правило, что $\forall x\in X\ \exists !y\in Y:y=f(x).$ Количество k^n (|X|=n,|Y|=k)

Определение 2.2. Отображение — тройка из $(x, y, \Gamma \subseteq X \times Y)$, причем каждый x_i встречается в Γ ровно один раз.

Определение 2.3. Отображение называется иньективным, если $\forall x_1, x_2 \in X \ f(x_1) \neq f(x_2) \Rightarrow x_1 = x_2$. Их количество $-(k)_n$

Определение 2.4. Отображение называется биективным, если $\forall y \in Y \; \exists ! x \in X : y = f(x)$. Количество — n!.

Определение 2.5. Отображение называется сурьективным, если $\forall y \in Y \ \exists x \in X : y = f(x)$.

Посчитаем количество сурьективных отображений. Пусть ${\rm Im}(f)=\{y\in Y\mid \exists x\in X:y=f(x)\}.$ Тогда для любого отношения $f:X\to {\rm Im}(f)$ — сурьективно.

Пусть $|\operatorname{Im}(f)|=i$, а количество сурьективных отображений — $\widehat{S}(n,i)$. Тогда $\widehat{S}(n,i)\cdot \binom{k}{i}$ — количество суьективных подмножеств мощности k.

Тогда
$$k^n = \sum_{i=0}^k \binom{k}{i} \widehat{S}(n,i)$$

Пусть есть две числовые последовательности $f_0, f_1, \ldots, f_k, \ldots$ и $g_0, g_1, \ldots, g_k, \ldots$ Причем $g_k = \sum_{i=0}^k \binom{k}{i} f_i$, тогда $f_k = \sum_{i=0}^k (-1)^{k-1} \binom{k}{i} g_i$. Значит $\widehat{S}(n,k) = \sum_{i=0}^k (-1)^{k-1} \binom{k}{i} \cdot i^n$

Рассмотрим отображение $\{\{x_1, x_2\}, \{x_3\}, \varnothing\}$. Получение разбиение на блоки. Предположим, что отображение сурьективно, значит получили разбиение k предметов n ящиков.

Предположим, что в первый ящик нужно положить a_1 предмет, во второй — a_2 , и так далее. Тогда количество вариантов: $\sum \binom{n}{a_1}\binom{n-a_1}{a_2}\dots$ Если взять $\sum_{a_i\geqslant 0,a_1+\dots+a_k=n}\binom{n}{a_1}\binom{n-a_1}{a_2}=k^n=\frac{n!}{a_1!a_2!\dots a_k!}$. А если $\sum_{a_i>0,a_1+\dots+a_k=n}\binom{n}{a_1}\binom{n-a_1}{a_2}=\widehat{S}(n,k)$

Хотим разбить на блоки вида a_1 предметов + a_2 предметов + a_3 предметов...Тогда заметим, что это $\sum_{a_i\geqslant 0,\sum a_i=n}\binom{n}{a_1}\binom{n-a_1}{a_2}\ldots\binom{n-a_1-a_{k-1}}{a_k}$. Заметим, что суммарно это k^n , а если строго больше нуля, то $\widehat{S}(n,k)$. Также можно раскрыть скобки и получить. $\frac{n!}{a_1!a_2!...a_k!}$

Рассмотрим $\binom{n}{k} = \frac{n!}{k! \cdot (n-k)!} = P(n; k; n-k)$. Комбинаторно они равны через битовые строки.

Теперь посмотрим на $\binom{n}{k} = \frac{(n-1+k)!}{(n-1)! \cdot k!}$, через шары и перегородки.

Вернемся к k^n — все отображения, $\widehat{S}(n,k)$ — все сюръективные отображение, S(n,k) — количество разбиений n-множества на k-подмножества. (Числа Стирлинга второго рода).

Заметим, что $S(n,k)\cdot k!=\widehat{S}(n,k)$, так как в S с крышечкой это про неупорядоченные. $S(n,k)=\frac{1}{k!}\sum_{i=0}^k (-1)^{k-i} \binom{k}{i} i^n$. S(0,0)=1. $\forall S(n,0)=0$. $S(n,k)=S(n-1,k-1)+k\cdot S(n-1,k)$. Доказываем так: либо удаляем x_n , либо пихаем x_n куда-то.

$$k^n = \sum_{i=0}^n \binom{k}{i} \widehat{S}(n,i) = \sum_{i=0}^n \frac{k!}{i!(k-i!)} S(n,i).$$

Откуда:

$$x^{n} = \sum_{i=0}^{n} (x)_{i} \cdot S(n, i) \iff (x)_{n} = \sum_{i=0}^{n} x^{i} s(n, i)..$$

Где s(n,i) — числа Стирлинга первого рода.

Решим задачу, где мы хотим разбить n различимых предметов в k различимых ящиков $B(n,k) = \sum_{i=0}^k S(n,i)$. Причем $B(n,n) = B_n$ — числа Белла. Количество способов разбить n-множество на блоки.

3. Вероятности

3.1. Дискретная вероятность

Вероятностное событие — событие в какой-то вероятностной математической модели. (Результат трудно предсказать)

Множество исходов $\Omega = \{\omega_1, \dots, \omega_n\}$ — состоит из элементарных исходов. В дискретной вероятности Ω конечно или счетно.

Событие A — подмножество Ω .

Рассмотрим какой-то набор событий, добавим туда \varnothing, Ω . Получим алгебру. Тогда вероятность это отображение $P: \Omega \mapsto [0,1]$, такое что $\sum_{\omega \in \Omega} P(\omega) = 1$. Тогда $P(A) = \sum_{\omega \in A} P(\omega)$.

- 1. $P(\emptyset) = 0, P(\Omega) = 1$
- 2. $P(A \cup B) = P(A) + P(B) P(A \cap B)$

Определение 3.1. Назовем события A и B несовместными, если $A \cap B = \emptyset$.

Некоторым очень хочется дать определение вида $P_r(A) = \frac{|A|}{|\Omega|}$. Это не работает, если события не равновероятны.

Пусть есть два события на кубике: A — число > 3, B — четное число. $P_r(A) = \frac{1}{2}$, $P_r(B) = \frac{1}{2}$.

Теперь пусть есть инсайд: событие A произошло. Тогда $P_r(B \mid A) = \frac{2}{3}$. Тогда посмотрим на картинку и получим $P_r(B \mid A = \frac{|A \cap B|}{|A|})$. Но не забудем, про то, что мы смотрели на равновероятные события, тогда поделим на $|\Omega|$. Получим $P_r(B|A) \stackrel{\text{def}}{=} \frac{P_r(A \cap B)}{P_r(A)}$.

Посмотрим на крайние случаи: $P_r(A|A) = 1$, $P_r(A|\Omega) = P_r(A)$, $P_r(B|A) = 1$, если $A \subseteq B$.

Тогда пусть $B_1 \cap B_2 = \emptyset$. Тогда $P_r((B_1 \cup B_2) \cap A) = P_r((B_1 \cap A) \cup (b_2 \cap A)) = P_r(B_1 \cap A) + P_r(B_2 \cap A)$. А $P_r(B_1 \cup B_2 \mid A) = P_r(B_1 \mid A) + P_r(B_2 \mid A)$.

Посмотрим на $P_r(B|\overline{A}) = \frac{1}{3}$. Докажем, что $P_r(B|A) \cdot P_r(A) + P_r(B|\overline{A}) \cdot P_2(\overline{A}) = 1$. Докажем формулу полной вероятности.

Доказательство. Пусть Ω разбита на блоки $\{A_1,\ldots,A_k\}$. Заметим, что $P_r(B)=P_r(B\cap\Omega)=P_r(B\cap(A_1\cup\ldots\cup A_k))=P_r((B\cap A_1)\cup(B\cap A_2)\cup\ldots\cup(B\cap A_k))$. Дальше заметим, что $\forall i,j:A_i\cap A_j=\varnothing$. Тогда получаем $P_r(B\cap A_1)+P_r(B\cap A_2)+\ldots+P_r(B\cap A_k)$. Применив формулу условной вероятности, получим формулу полной вероятности:

$$P_r(B) = P_r(B \mid A_1) \cdot P_r(A_1) + P_r(B \mid A_2) \cdot P_r(A_2) + \ldots + P_r(B \mid A_k) \cdot P_r(A_k).$$

Заметим, что $P_r(A \cap B) = P_r(B \mid A) \cdot P_r(A)$ и $P_r(B \cap A) = P_r(A \mid B) \cdot P_r(B) \Rightarrow P_r(A \mid B) = \frac{P_r(B \mid A)P_r(A)}{P_r(B)}$. Тогда, вспомнив формулу полной вероятности, получаем:

$$P_r(A_i \mid B) = \frac{P_r(B \mid A_i) \cdot P_r(A_i)}{\sum_{j=1}^k P_r(B \mid A_j) \cdot P_r(A_j)}.$$

Пусть у вас есть событие $P_r(B)$, причем $P_r(B) = P_r(B \mid A) = \frac{P_r(A \cap B)}{P_2(A)} P_r(A) \Rightarrow P_r(A \cap B) = P_r(A) \cdot P_r(B)$

Определение **3.2.** Два события называются независимыми, если вероятность их пересечения равна произведению вероятностей этих событий.

Схема Бернулли: есть n независимых испытаний, где есть два исхода: p>0 и q>0, p+q=1. Все элементарных исходов можно записать в виде бинарной строки длины n. Тогда для какого-то ω $P_r(\omega)=p^k\cdot q^{n-k}, k=\sum_{i=1}^n a_i$. Заметим, что $\sum_{k=0}^n {n\choose k} p^k q^{n-k}=(p+q)^n=1^n=1$.

Определение 3.3. Независимые в совокупности события — события A_1, \ldots, A_k , такие что $P_r(A_1 \cap A_2 \cap \ldots \cap A_k) = P_r(A_1) \cdot P_r(A_2) \cdot \ldots \cdot P_r(A_k)$,

$$\Omega_1 = \{\text{успех, неудача}\}, \ P_{r_1}(\omega) = \begin{cases} p & \text{успех} \\ q & \text{неуспех} \end{cases}, \ A_1 = \{\varnothing, \text{успех, неудача}, \Omega\}. \ \text{Тогда} \ \Omega = \Omega_1 \times \ldots \Omega_n, \\ A = A_1 \times \ldots \times A_n.$$

Тогда рассмотрим (Ω_1, A_1, P_{r_1}) , (Ω_2, A_2, P_{r_2}) . Тогда $\Omega = \Omega_1 \times \Omega_2$, $A = A_1 \times A_2$. Тогда события $A_1 \times \Omega_2$, $\Omega_1 \times A_2$.

3.2. Случайная величина

Определение 3.4. Случайная величина ξ — отображение $\xi: \Omega \to \mathbb{R}$.

Иногда описание при помощи Ω , \mathbb{A} , \Pr даёт слишком точное, громоздкое описание. \mathbb{A} мы хотим только суть: например сумму значений после броска двух кубиков.

Рассмотрим некую Ω : $|\Omega| = m, |X| = n$, где $X = \{x_i \mid x_i = \xi(\omega)\}$. Рассмотрим событие $A_k = \{\omega \in \Omega \mid \xi(\omega) = x_k\}$. Тогда $\Pr(A_k) = \sum_{\omega \in \Omega; \xi(\omega) = x_k} \Pr(\omega)$.

Определение 3.5. $\{\Pr(A_1), \dots, \Pr(A_n)\}$ — распределение вероятности случайной величины ξ . Причем $\sum_{k=1}^{n} \Pr(A_k) = 1$.

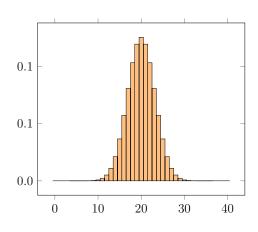
А теперь пусть B — множество всех подмножеств X, тогда можно перейти к пространству (X, B, \Pr) . Так мы получили более простой эксперимент.

3.3. Биномиальное распределение

Вспомним, что такое схема Бернулли: пусть есть монетка, которую кидаем n раз, орел выпадает с вероятностью p, решка с вероятностью q. Тогда $\omega = (0, 1, 1, 0, \dots, 0)$, в общем случае $\omega = (a_1, a_2, \dots, a_n), a_n \in \{0, 1\}.$ $k \coloneqq \sum_{i=1}^n a_i$ — количество успехов в n испытаниях.

Нам кажется, что такое описание ω довольно сложно, нам хочется просто знать что-то про k. Тогда введем ξ : $\xi(\omega) = k$. Тогда $X = \{0, 1, 2, \dots, n\}$, а $\Pr(\xi(\omega) = w) = \binom{n}{k} p^k q^{n-k}$.

Тогда заметим, что $\sum_{k=0}^{n} \binom{n}{k} p^k q^{n-k} = (p+q)^n = 1^n = 1$. Значит, у нас нормальная вероятность. Построим тогда график.



3.4. Геометрическое распределение

Нам интересен первый момент, когда у нас произошел фейл. Тогда пусть $\xi(\omega)=k$ — первый момент фейла. $\Pr(\xi(\omega)=k)=q^{k-1}\cdot p$. Тогда проверим нормировку: $\sum_{k=1}^\infty =p\cdot q^{k-1}=p\sum_{k=1}^\infty q^{k-1}=\frac{p}{1-q}=\frac{p}{p}=1$.

3.5. Гипергеометрическое распределение

У нас есть три переменных n,m,k. Число предметов первого и второго сорта. $\xi(\omega)$ — кол-во предметов 1-го сорта в выборке из k человек. $\Pr(\xi(\omega)=i)=\frac{\binom{n}{i}\binom{m}{k-i}}{\binom{n+m}{k}}$

У нас могут начаться проблемы из-за того, что у нас может быть задано несколько величин. Пусть η — произведение при броске двух кубиков.

y	1	2	3	4	5	6	8	9	10	12	15	16
Pr(B)	$\frac{1}{36}$	$\frac{2}{36}$										

Определение 3.6. Если $\forall \omega : \Pr(\xi(\omega) = x \land \eta(\omega) = y) = \Pr(\xi(\omega) = x_k) \cdot \Pr(\eta(\omega) = k)$, то случайные величины независимы.

Посмотрим на $\xi(\omega) = x_i, \eta(\omega) = y_i$. Тогда пусть $\chi(\omega) = \eta(\omega) + \xi(\omega)$. Тогда $\Pr(\chi(\omega) = z) = \Pr(\chi(\omega) = x_i + y_i) = \sum_{k,j:x_k+y_j=z} \Pr(\xi(\omega) = x_k \wedge \eta(\omega) = y_k)$. Если величины независимы, то получим под суммой $\Pr(\xi(\omega)) \cdot \Pr(\eta(\omega))$

3.6. Численные характеристики

 $\xi(\omega) \in X = \{x_1, \dots, x_n\}. \ \{p_1, p_n\}$ — распределение вероятности: $p_i = \Pr(\xi(\omega) = x_i)$. Посмотрим на среднее: $\frac{x_1 \cdot (p_1 N) + x_2 \cdot (p_2 N) + \dots + x_n \cdot (p_n N)}{N} = \sum_{i=1}^n p_i \cdot x_i =: E(\xi)$.

Определение 3.7. $E(\xi)$ — мат. ожидание величины ξ .

Определение 3.8. Медианой называется число m, такое что $\Pr(\xi(\omega)\geqslant m)\geqslant \frac{1}{2}$ и $\Pr(\xi(\omega)\leqslant m)\geqslant \frac{1}{2}$

Пример. Пусть в университете работает 100 человек, у 96 зарплата 20 тысяч рублей, у 4 — 2 миллиона. Тогда E=99200 рублей. А медиана равна 20 тысячам. Поэтому медиану лучше использовать в неравномерных распределениях.

Помним, что $E(\xi) = \sum_{k=1}^n x_k \cdot p_k = \sum_{\omega \in \Omega} \xi(\omega) \cdot \Pr(\omega)$. Так как $p_k = \Pr(\xi(\omega) = x_k) = \sum_{\omega: \xi(\omega) = x_k} \Pr(\omega)$.

Утверждение 3.1. $E(c_1\xi_1+c_2\xi_2)=c_1E(\xi_1)+c_2E(\xi_2)$.

Доказательство. $E(\xi_1+\xi_2)=\sum_{\omega\in\Omega}(\xi_1+\xi_2)\Pr(\omega)=\sum_{\omega}\xi_1\Pr(\omega)+\sum_{\omega}\xi_2\Pr(\omega)=E(\xi_1)+E(\xi_2)$ \square

Определение 3.9. Дисперсия $Var(\xi) = E(\xi - E(\xi))^2$

Посчитаем это: $E(\xi^2 - 2E(\xi)\xi + E^2(\xi)) = E(\xi^2) - 2E(\xi)E(\xi) + E^2(\xi) = E(\xi^2) - E^2(\xi)$.

Заметим, что дисперсия не линейна: $Var(\xi_1+\xi_2)=E((\xi_1+\xi_2)^2)-E^2(\xi_1+\xi_2)=\ldots=E(\xi_1^2)+2E(\xi_1\cdot\xi_2)+E(\xi^2)-E^2(\xi_1)-2E(\xi_1)E(\xi_2)-E^2(\xi_2)=Var(\xi_1)+Var(\xi_2)+2cor(\xi_1;\xi_2),$ где $cor(\xi_1,\xi_2)=E(\xi_1\xi_2)-E(\xi_1)\cdot E(\xi_2)$

Теорема 3.2 (Теорема Чебышева). $E((\xi - \mu)^2 \geqslant \alpha) \leqslant \frac{Var(\xi)}{\alpha} \ \forall \alpha > 0$, где $\mu \coloneqq E(\xi)$.

Следствие. $\sigma \coloneqq \sqrt{Var(\xi)}; Var(\xi) = \sigma^2 \Rightarrow \alpha = c^2\sigma^2$. Тогда $E(|\xi - \mu| \geqslant c\sigma) \leqslant \frac{1}{c^2}$.