

PT LEC 03

isagila

Собрано 14.09.2023 в 16:39



Содержание

1. Лекции	3
1.1. Лекция 23.09.05.	3
1.2. Лекция 23.09.12.	5
1.3. !pre Лекция 23.09.19.	9

TODO: Хочу на cover поставить другой арт с Тосакой

1. Лекции

1.1. Лекция 23.09.05.

Пусть проводится n реальных экспериментов, в которых событие A появилось n_A раз. Отношение $P(A) = \frac{n_A}{n}$ называется частотой события A . Эксперименты показывают, что частота «стабилизируется» около некоторого числа, под которым и подразумевается статистическая вероятность.

Def 1.1.1. Пространством элементарных исходов Ω называется множество, содержащее все возможные результаты данного эксперимента, из которых при испытании происходит ровно один. Элементы этого множества называются элементарными исходами и обозначаются ω .

Def 1.1.2. Случайными событиями называются подмножества $A \subseteq \Omega$. Говорят, что в ходе эксперимента событие A наступило, если произошел один из элементарных исходов, принадлежащий A .

Пример 1.1.3. 1. Подбрасывание монеты. $\Omega = \{\Gamma, P\}$

2. Подбрасывание кубика. $\Omega = \{1, 2, 3, 4, 5, 6\}$, тогда, например, 2 — это элементарный исход, а $A = \{2, 4, 6\}$ это событие «выпало четное число».

3. Подбрасывание монеты дважды. Если учитывать порядок бросков, то $\Omega = \{\Gamma\Gamma, \Gamma P, P\Gamma, PP\}$, если не учитывать порядок бросков, то $\Omega = \{\Gamma\Gamma, \Gamma P, PP\}$.

4. Подбрасывание кубика дважды. $\Omega = \{(i, j) \mid 1 \leq i, j \leq 6\}$. Событию A «разница выпавших очков делится на 3» благоприятствуют исходы $(1, 4), (4, 1), (2, 5), (5, 2), (3, 6), (6, 3), (1, 1), (2, 2), (3, 3), (4, 4), (5, 5), (6, 6)$.

5. Монета подбрасывается до выпадения герба. $\Omega = \{\Gamma, P\Gamma, PP\Gamma, PPP\Gamma, \dots\}$ — пространство элементарных исходов бесконечно, но счетно.

6. Монета бросается на координатную плоскость. $\Omega = \{(x, y) \mid x, y \in \mathbb{R}\}$.

Операции над событиями

Выделим два специальных события. Ω — достоверное (универсальное) событие, которое наступает всегда, т.к. содержит все элементарные исходы. Пустое (невозможное) событие \emptyset , которое никогда не наступает.

Def 1.1.4. Суммой $A + B$ называется событие, состоящее в том, что произошло событие A или B .

Def 1.1.5. Произведением AB называется событие, состоящее в том, что произошло событие A и событие B (т.е. оба).

Замечание 1.1.6. Сумма $A_1 + \dots + A_n$ — произошло хотя бы одно из этих событий. Произведение $A_1 \dots A_n$ — произошли все события.

Def 1.1.7. Противоположным к A называется событие \bar{A} , состоящее в том, что событие A не произошло.

Def 1.1.8. Дополнением $A \setminus B$ называется событие, состоящее в том, что событие A произошло, а событие B — нет, т.е. $A \setminus B = A\bar{B}$.

Def 1.1.9. События A и B называются несовместными, если их произведение равно \emptyset , т.е. при одном эксперименте может произойти только одно из этих них.

Def 1.1.10. Событие A влечет событие B , если $A \subseteq B$.

Подходы к определению вероятности

Каждому случайному событию A хотим приписать числовую характеристику, отражающую частоту события A : $0 \leq P(A) \leq 1$ — вероятность события A .

Подход I. Классическое определение вероятности

Пусть Ω содержит конечное число равновероятных исходов, тогда применимо классическое определение вероятности.

$$P(A) = \frac{|A|}{|\Omega|} = \frac{m}{n}$$

где m это число исходов, которые благоприятствуют событию A , а n — число всех возможных исходов. В частности, если A_i — элементарный исход, то $P(A_i) = \frac{1}{n}$. Выделим некоторые свойства.

1. $0 \leq P(A) \leq 1$

$$2. P(\Omega) = \frac{n}{n} = 1$$

$$3. P(\emptyset) = \frac{0}{n} = 0$$

4. Если A и B — несовместные события, то $P(A + B) = P(A) + P(B)$.

Приведем несложное доказательство 4^о свойства.

□ Если A и B — несовместные события, то $|A + B| = |A| + |B|$, значит

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

■

Пример 1.1.11. Найти вероятность того, что на кубике выпадет четное число при одном броске.

$$\left. \begin{array}{l} \Omega = \{1, 2, 3, 4, 5, 6\} \\ A = \{2, 4, 6\} \end{array} \right\} \Rightarrow P(A) = \frac{|A|}{|\Omega|} = \frac{3}{6} = 0.5$$

Подход II. Геометрическое определение вероятности

Замечание 1.1.12. Определение «меры» не вводим, ограничимся тем, что мерой отрезка является его длина, плоскости — площадь, а пространства — объем.

Пусть Ω можно изобразить в виде замкнутой ограниченной области $\Omega \subseteq \mathbb{R}^n$ и мера $\mu(\Omega)$ конечна. В эту область наугад бросается точка. Здесь «наугад» означает, что вероятность A зависит лишь от меры A и не зависит от расположения A (грубо говоря, попадание в любую точку равновозможно). При выполнении этих условий применимо геометрическое определение вероятности.

$$P(A) = \frac{\mu(A)}{\mu(\Omega)}$$

Свойства геометрического определения вероятности полностью аналогичны свойствам классического определения вероятности.

Замечание 1.1.13. Т.к. мера точки равна нулю, то вероятность попадания в нее также равна нулю, хотя попасть в точку мы можем.

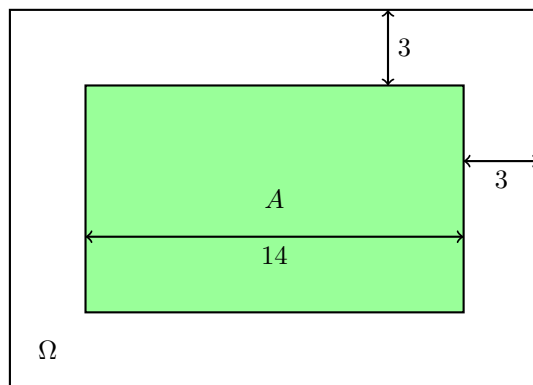
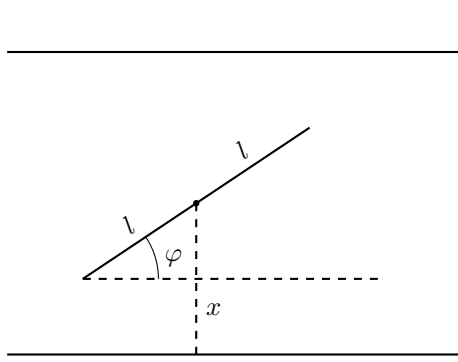


Рис. 1.1.14: Иллюстрация к 1.1.15

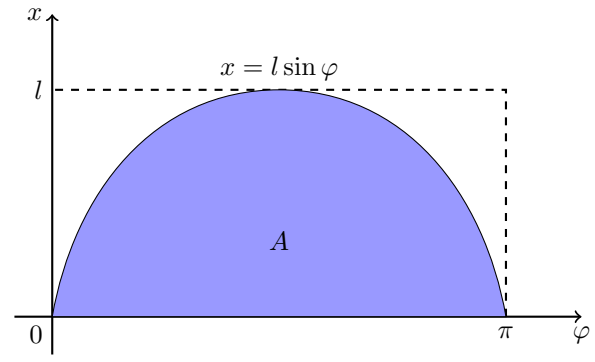
Пример 1.1.15. Монета диаметром 6 см наудачу бросается на пол, вымощенный квадратной плиткой со стороной 20 см. Какова вероятность того, что монета окажется целиком на одной плитке?

Решение: положение монеты определяется положением ее центра. Сделаем рисунок (рис. 1.1.14), из которого видно, что монета полностью окажется на одной из плиток, если ее центра окажется во внутреннем (зеленом) квадрате со стороной 14 см. Итого имеем

$$P(A) = \frac{14^2}{20^2} = \frac{196}{400} = 0.49$$



(а) Схематическое изображение иглы на ламинате



(б) Применение геометрического определения вероятности

Рис. 1.1.16: Иллюстрация к 1.1.17

Пример 1.1.17. Пол застелен ламинатом, на который бросается игла длиной равной длине одной доски ламината. Требуется найти вероятность того, что игла пересечет стык.

Решение: положение иглы определяется ее центром и углом поворота. Стоит отметить, что эти две величины независимы. Пусть игла имеет длину $2l$, сделаем рисунок (рис. 1.1.16а). Обозначим через $x \in [0; l]$ расстояние от середины иглы до ближайшего края доски, а через $\varphi \in [0; \pi]$ — угол между направлением иглы и доской. Таким образом $\Omega = [0; \pi] \times [0; l]$. Игла пересечет доску, если $x \leq l \sin \varphi$. Изобразим это (рис. 1.1.16б) и вычислим площадь области A .

$$S_A = \int_0^\pi l \sin \varphi = -l \cos \varphi \Big|_0^\pi = 2l$$

Учитывая, что $S_\Omega = \pi l$, получаем, что искомая вероятность будет равна $P(A) = \frac{2l}{\pi l} = \frac{2}{\pi}$.

Статистика Максвелла–Больцмана

Поделим прямоугольную область, в которой «летает» r частиц, на n ячеек. Пусть частицы различимы, в одной ячейке может одновременно находиться несколько частиц и все размещения равновероятны. Итого вероятность попадания частицы в конкретную область будет равна $\frac{1}{n^r}$.

Статистика Бозе–Эйнштейна

Пусть теперь частицы неразличимы, но в одной ячейке все еще может одновременно находиться несколько частиц. Получаем следующую формулу для вероятности попадания частицы в конкретную область $\frac{1}{C_{n+r-1}^r}$.

Статистика Ферми–Дирака

Пусть частицы неразличимы и в одной ячейке может находиться равно одна частица. Значит формула для вероятности будет иметь вид $\frac{1}{C_n^r}$.

1.2. Лекция 23.09.12.

Будем строить аксиоматическое определение вероятности. Пусть у нас есть Ω — пространство элементарных исходов случайного эксперимента.

Def 1.2.1. Система \mathcal{F} подмножеств Ω называется σ -алгеброй событий, если выполнены следующие свойства

1. $\Omega \in \mathcal{F}$
2. $A \in \mathcal{F} \implies \bar{A} \in \mathcal{F}$ (замкнутость относительно дополнения)
3. $A_1, A_2, \dots \in \mathcal{F} \implies \bigcup_{i=1}^\infty A_i \in \mathcal{F}$ (замкнутость относительно счетного объединения)

Замечание 1.2.2. В 1.2.1 свойство 1° избыточно и может быть выведено из 2° и 3°.

$$A \in \mathcal{F} \xrightarrow{2^\circ} \bar{A} \in \mathcal{F} \xrightarrow{3^\circ} \underbrace{(A \cup \bar{A})}_\Omega \in \mathcal{F}$$

Свойства σ -алгебры событий

Lm 1.2.3.

$$\emptyset \in \mathcal{F}$$

□

$$\Omega \in \mathcal{F} \xrightarrow{2^\circ} \emptyset = \overline{\Omega} \in \mathcal{F}$$

■

Lm 1.2.4. σ -алгебра событий замкнута относительно счетного объединения.

$$A_1, A_2, \dots \in \mathcal{F} \implies \bigcap_{i=1}^{\infty} A_i \in \mathcal{F}$$

□ Пусть $A_1, A_2, \dots \in \mathcal{F}$, тогда

$$A_1, A_2, \dots \in \mathcal{F} \xrightarrow{2^\circ} \overline{A_1}, \overline{A_2}, \dots \in \mathcal{F} \xrightarrow{3^\circ} \bigcup_{i=1}^{\infty} \overline{A_i} \in \mathcal{F} \xrightarrow{2^\circ} \overline{\bigcup_{i=1}^{\infty} \overline{A_i}} \in \mathcal{F}$$

Применяя закон де Моргана (который работает не только в конечном, но и в счетном случае), получаем искомое.

$$\bigcap_{i=1}^{\infty} A_i \in \mathcal{F}$$

■

Lm 1.2.5.

$$A, B \in \mathcal{F} \implies A \setminus B \in \mathcal{F}$$

□

$$A, B \in \mathcal{F} \xrightarrow{2^\circ} \overline{B} \in \mathcal{F} \xrightarrow{3^\circ} A \setminus B = A\overline{B} \in \mathcal{F}$$

■

Пример 1.2.6. 1. $\mathcal{F} = \{\emptyset, \Omega\}$ — тривиальная.

$$2. \mathcal{F} = \{\emptyset, \Omega, A, \overline{A}\}$$

3. Пусть $\Omega = \mathbb{R}$, тогда \mathcal{F} это σ -алгебра Борелевских множеств на прямой.

Def 1.2.7. Пусть Ω — пространство элементарных исходов и \mathcal{F} его σ -алгебра. Вероятностью на $\langle \Omega, \mathcal{F} \rangle$ называется функция $P: \mathcal{F} \rightarrow \mathbb{R}$, обладающая следующими свойствами

1. Неотрицательность. $\forall A \in \mathcal{F} \mid P(A) \geq 0$

2. Счетная аддитивность. Если события A_1, A_2, \dots попарно несовместны, то $P\left(\sum_{i=1}^{\infty} A_i\right) = \sum_{i=1}^{\infty} P(A_i)$.

3. Нормированность. $P(\Omega) = 1$

Замечание 1.2.8. Таким образом, вероятность это нормированная мера, а свойства 1–3 называются аксиомами вероятности.

Def 1.2.9. Тройка $\langle \Omega, \mathcal{F}, P \rangle$ называется вероятностным пространством, где Ω это пространство элементарных исходов, \mathcal{F} его σ -алгебра, а P — нормированная мера.

Свойства вероятности

Lm 1.2.10.

$$P(\emptyset) = 0$$

□

$$1 = P(\Omega) = P(\emptyset + \Omega) = P(\emptyset) + P(\Omega) = P(\emptyset) + 1 \implies P(\emptyset) = 0$$

■

Lm 1.2.11 (Формула обратной вероятности).

$$P(A) = 1 - P(\overline{A})$$

□ Т.к. A и \overline{A} несовместны и $A + \overline{A} = \Omega$, то

$$1 = P(A + \overline{A}) = P(A) + P(\overline{A}) \implies P(A) = 1 - P(\overline{A})$$

■

Lm 1.2.12.

$$0 \leq P(A) \leq 1$$

□ $P(A) \geq 0$ по первой аксиоме вероятности. Далее по 1.2.11 имеем, что $P(A) = 1 - P(\bar{A})$. Т.к. $P(\bar{A}) \geq 0$, то $P(A) \leq 1$. ■

Аксиома непрерывности

Пусть имеется убывающая цепочка событий $A_1 \supset A_2 \supset \dots A_n \supset \dots$ и $\bigcap_{i=1}^{\infty} A_i = \emptyset$. Тогда $P(A_n) \rightarrow 0$ при $n \rightarrow \infty$.

Замечание 1.2.13. Смысл аксиомы непрерывности заключается в том, что при непрерывном изменении области $A \subset \Omega \subset \mathbb{R}^n$ соответствующая вероятность $P(A)$ также должна изменяться непрерывно.

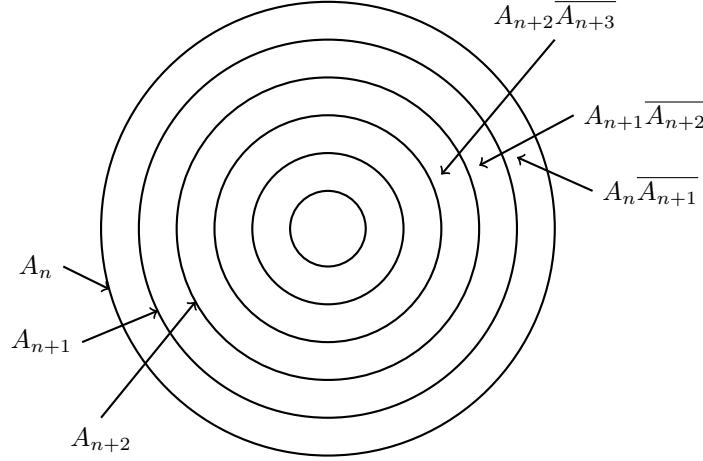


Рис. 1.2.14: Иллюстрация к 1.2.15

Теорема 1.2.15. Аксиома непрерывности следует из аксиомы счетной аддитивности.

□ Изобразим события A_1, A_2, \dots графически (рис. 1.2.14). Выразим A_n согласно полученному рисунку.

$$A_n = \underbrace{\sum_{i=n}^{\infty} A_i \bar{A}_{i+1}}_{\text{кольца}} + \underbrace{\bigcap_{i=n}^{\infty} A_i}_{\text{«сердцевина»}} \quad (1)$$

Далее заметим, что

$$\bigcap_{i=n}^{\infty} A_i = A_n \cap \bigcap_{i=n+1}^{\infty} A_i = \bigcap_{i=1}^n A_i \cap \bigcap_{i=n+1}^{\infty} A_i = \bigcap_{i=1}^{\infty} A_i \stackrel{\text{усл}}{=} \emptyset \quad (2)$$

Подставим (2) в (1) и получим, что

$$A_n = \sum_{i=n}^{\infty} A_i \bar{A}_{i+1} \quad (3)$$

$$A_1 = \sum_{i=1}^{\infty} A_i \bar{A}_{i+1} = \sum_{i=1}^n A_i \bar{A}_{i+1} + \underbrace{\sum_{i=n+1}^{\infty} A_i \bar{A}_{i+1}}_{A_n} \quad (4)$$

Далее воспользуемся аксиомой счетной аддитивности.

$$P(A_1) = \sum_{i=1}^n P(A_i \bar{A}_{i+1}) + P(A_n) = \underbrace{\sum_{i=1}^{\infty} P(A_i \bar{A}_{i+1})}_S \quad (4)$$

Получаем числовой ряд S , который будет сходиться, т.е. его сумма равна $P(A_1)$, которая принадлежит отрезку $[0; 1]$. Тогда $P(A_n)$ это «хвост» ряда. Т.к. ряд сходится, то его хвост стремится к нулю при $n \rightarrow \infty$. Итого $P(A_n) \rightarrow 0$ при $n \rightarrow \infty$. ■

Замечание 1.2.16. Можно доказать, что счетная аддитивность следует из конечной аддитивности и аксиомы непрерывности.

Свойства операций сложения и умножения

Свойство дистрибутивности $A(B+C) = AB+AC$. Также если события A и B несовместны, то $P(A+B) = P(A)+P(B)$ (это частный случай аксиомы 2°).

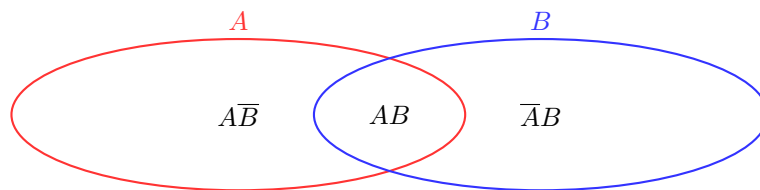


Рис. 1.2.17: Иллюстрация к 1.2.18

Lm 1.2.18. В общем случае (если про совместность событий A и B ничего не известно) имеем формулу

$$P(A + B) = P(A) + P(B) - P(AB)$$

□ Т.к. $A + B = A\bar{B} + AB + \bar{A}B$ (рис. 1.2.17), то по второй аксиоме

$$\begin{aligned} P(A + B) &= P(A\bar{B}) + P(AB) + P(\bar{A}B) \\ &= \underbrace{(P(A\bar{B}) + P(AB))}_{P(A)} + \underbrace{(P(\bar{A}B) + P(AB))}_{P(B)} - P(AB) \\ &= P(A) + P(B) - P(AB) \end{aligned}$$

■

Пример 1.2.19. Из колоды в 36 карт достали одну карту. Какова вероятность того, что это будет дама или пика?

Решение: пусть событие D — «выпала дама», а событие S — «выпала пика». Обозначив A искомое событие, имеем

$$P(A) = P(D) + P(S) - P(DS) = \frac{4}{36} + \frac{9}{36} - \frac{1}{36} = \frac{12}{36} = \frac{1}{3}$$

При $n = 3$ формула усложняется.

$$P(A_1 + A_2 + A_3) = P(A_1) + P(A_2) + P(A_3) - P(A_1A_2) - P(A_1A_3) - P(A_2A_3) + P(A_1A_2A_3)$$

В общем же случае получаем следующую формулу

$$P(A_1 + A_2 + \dots + A_n) = \sum_{i=1}^n P(A_i) - \sum_{i < j} P(A_iA_j) + \sum_{i < j < k} P(A_iA_jA_k) - \dots + (-1)^{n-1} P(A_1 \dots A_n)$$

Пример 1.2.20. В n конвертов раскладываются n писем. Какова вероятность того, что хотя бы одно письмо попадет в свой конверт? Куда стремится эта вероятность при $n \rightarrow \infty$.

Решение: пусть A_i — i -тое письмо в своем конверте, а событие A — хотя бы одно письмо в своем конверте. Тогда $A = A_1 + \dots + A_n$. Применим общую формулу для вероятности суммы. Сначала вычислим вероятности пар, троек и т.д.

$$P(A_i) = \frac{1}{n} \quad P(A_iA_j) = \frac{1}{A_n^2} \quad P(A_iA_jA_k) = \frac{1}{A_n^3} \quad P(A_1 \dots A_n) = \frac{1}{A_n^n} = \frac{1}{n!}$$

Далее вычислим число пар, троек и т.д.

$$P(A_i) \rightarrow n = C_n^1 \quad P(A_iA_j) \rightarrow C_n^2 \quad P(A_iA_jA_k) \rightarrow C_n^3$$

Подставим это в формулу.

$$P(A) = n \cdot \frac{1}{n} - C_n^2 \cdot \frac{1}{A_n^2} + C_n^3 \cdot \frac{1}{A_n^3} - \dots + (-1)^{n-1} \frac{1}{n!} = 1 - \frac{1}{2!} + \frac{1}{3!} - \dots + (-1)^{n-1} \frac{1}{n!}$$

С помощью разложения в ряд Тейлора функции e^{-1} можно показать, что полученная сумма будет примерно равна $1 - e^{-1} \approx 0.63$.

Независимые события

Под независимыми событиями логично понимать события, не связанные причинно-следственной связью, т.е. факт наступления одного события не влияет на оценку вероятности второго события.

Рассмотрим это на примере классической вероятности. Пусть дано Ω — пространство элементарных исходов, и два события $|A| = m_1$ и $|B| = m_2$. Проведем пару независимых испытаний, тогда получим пространство элементарных исходов $\Omega \times \Omega$, $|\Omega \times \Omega| = n^2$ и $|AB| = m_1m_2$. Значит

$$P(AB) = \frac{m_1m_2}{n^2} = \frac{m_1}{n} \cdot \frac{m_2}{n} = P(A)P(B)$$

Def 1.2.21. События A и B называются независимыми, если $P(AB) = P(A)P(B)$.

Lm 1.2.22. Если A и B независимы, то A и \overline{B} , \overline{A} и B , \overline{A} и \overline{B} также независимы.

□ Т.к. $A = A(B + \overline{B}) = AB + A\overline{B}$, то

$$\begin{aligned} P(A) &= P(AB) + P(A\overline{B}) \implies \\ P(A\overline{B}) &= P(A) - P(AB) \\ &= P(A) - P(A)P(B) \\ &= P(A)(1 - P(B)) \\ &= P(A)P(\overline{B}) \end{aligned}$$

Таким образом события A и \overline{B} независимы. Остальные свойства доказываются аналогично. ■

Def 1.2.23. События A_1, \dots, A_n называются независимыми в совокупности, если для любого набора номеров вероятность произведения событий с этими номерами равняется произведению отдельных вероятностей.

Замечание 1.2.24. Из независимости в совокупности при $k = 2$ следует попарная независимость. Обратное в общем случае неверно. Независимость в совокупности это более сильное свойство.

Пример 1.2.25. Три грани правильного тетраэдра раскрашены в красный, синий, зеленый цвета, а четвертая грань — во все эти три цвета. Пусть A — «выпала грань с красным цветом», B — «выпала грань с синим цветом» и C — «выпала грань с зеленым цветом».

$$\begin{aligned} P(A) &= P(B) = P(C) = \frac{2}{4} = \frac{1}{2} \\ P(AB) &= P(AC) = P(BC) = \frac{1}{4} \end{aligned}$$

Т.к. $P(AB) = P(A)P(B)$, то A и B независимы. Аналогично попарно независимы A и C , B и C , т.е. все события попарно независимы.

$$P(ABC) = \frac{1}{4} \neq P(A)P(B)P(C) = \frac{1}{8}$$

Т.е. события A , B и C не являются независимыми в совокупности.

Замечание 1.2.26. В дальнейшем под «независимыми событиями» будем подразумевать независимые в совокупности события.

Пример 1.2.27. Какова вероятность того, что при четырех бросках кости выпадет хотя бы одна шестерка.

Решение: пусть событие A_i — на i -том броске ($1 \leq i \leq 4$) выпала шестерка. Обозначим B событие «выпала хотя бы одна шестерка», тогда $B = A_1 + A_2 + A_3 + A_4$. Получаем, что \overline{B} это событие «не выпала ни одна шестерка», тогда $\overline{B} = \overline{A_1} \cdot \overline{A_2} \cdot \overline{A_3} \cdot \overline{A_4}$. Т.к. броски кубиков независимые, то

$$P(\overline{B}) = P(\overline{A_1})P(\overline{A_2})P(\overline{A_3})P(\overline{A_4}) = \left(\frac{5}{6}\right)^4 \approx 0.48$$

Значит, $P(B) = 1 - P(\overline{B}) \approx 0.52$.

1.3. !pre Лекция 23.09.19.

Условная вероятность $P(A|B)$ это вероятность события A вычисленная в предположении, что событие B уже произошло.

Пример 1.3.1. Подбросили кубик. Известно, что выпало больше трех очков. Какова вероятность того, что выпало четное число очков?

Решение: пусть A — «выпало четное число очков», а B — «выпало более трех очков». Тогда

$$P(A) = \frac{3}{6} = \frac{1}{2} \quad P(B) = \frac{3}{6} = \frac{1}{2}$$

Тогда получаем, что

$$P(A|B) = \frac{2}{3} = \frac{\frac{2}{6}}{\frac{3}{6}} = \frac{P(AB)}{P(B)}$$

Такое же соотношение можно получить с помощью геометрической вероятности (рис. 1.3.2).

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

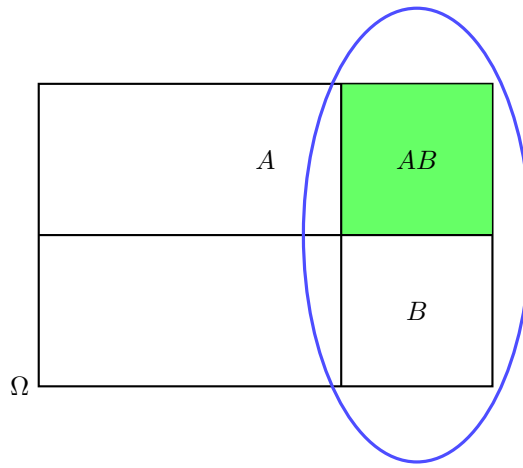


Рис. 1.3.2: Геометрический подход к условной вероятности

Замечание 1.3.3. Вывести эту формулу из аксиом вероятности нельзя, поэтому она берется в качестве определения.

Def 1.3.4. Условной вероятностью события A при условии, что имело место событие B называется величина

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

Формула произведения вероятностей

Из определения условной вероятности (1.3.4) следует, что

$$P(AB) = P(B)P(A|B) = P(A)P(B|A)$$

Или, в общем случае, имеем

Теорема 1.3.5. (Формула произведения вероятностей)

$$P(A_1 \dots A_n) = P(A_1)P(A_2|A_1)P(A_3|A_1A_2) \dots P(A_n|A_1 \dots A_{n-1})$$

□ Мат. индукция.

База: $n = 2$.

Этот случай уже рассмотрен ранее, он следует из определения условной вероятности.

Переход: $n - 1 \rightarrow n$

$$\begin{aligned} P\left(\underbrace{A_1 \dots A_{n-1}}_{P(A_1 \dots A_{n-1})} A_n\right) &= P(A_1 \dots A_{n-1})P(A_n|A_1 \dots A_{n-1}) \\ &= \underbrace{P(A_1)P(A_2|A_1)P(A_3|A_1A_2) \dots P(A_{n-1}|A_1 \dots A_{n-2})}_{P(A_1 \dots A_{n-1})} P(A_n|A_1 \dots A_{n-1}) \end{aligned}$$

■

Замечание 1.3.6. Условная вероятность определена при $P(B) \neq 0$, поэтому формула умножения (1.3.5) верна при $P(A_1 \dots A_n) \neq 0$.

Lm 1.3.7. Покажем, что равносильны два определения независимости: $P(AB) = P(A)P(B)$ и $P(A|B) = P(A)$

□

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

■

Пример 1.3.8. В коробке 3 красных карандаша и 2 синих. Вынули три карандаша. Найти вероятность того, что первые два красные, а третий — синий.

Решение: пусть A_1 — «первый красный», A_2 — «второй красный» и A_3 — «третий синий».

$$P(A_1A_2A_3) = P(A_1)P(A_2|A_1)P(A_3|A_1A_2) = \frac{3}{5} \cdot \frac{2}{4} \cdot \frac{2}{3} = \frac{1}{5}$$

Полная группа событий

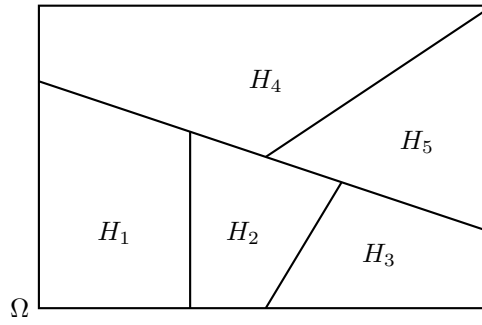


Рис. 1.3.9: Иллюстрация полной группы событий

Def 1.3.10. События H_1, \dots, H_n образуют полную группу событий, если они попарно несовместны и содержат все элементарные исходы.

$$\begin{cases} \forall i, j \mid H_i H_j = \emptyset \\ H_1 + \dots + H_n = \Omega \end{cases}$$

Следствие 1.3.11.

$$P(H_1) + \dots + P(H_n) = 1$$

□ Т.к. события H_1, \dots, H_n несовместны, то вероятность их суммы равна сумме их вероятностей, и при этом она равна единице, т.к. эти события содержат все элементарные исходы. ■

Формула полной вероятности

Теорема 1.3.12. Пусть H_1, \dots, H_n, \dots — полная группа событий. Тогда

$$P(A) = \sum_{i=1}^{\infty} P(H_i) P(A \mid H_i)$$

□

$$P(A) = P(\Omega A) = P((H_1 + \dots + H_n + \dots) A) = P(H_1 A + \dots + H_n A + \dots)$$

Заметим, что т.к. события H_i из полной группы, то они несовместны, значит и полученные произведения $H_i A$ также несовместны. Применяя формулу произведения вероятностей имеем

$$P(A) = \sum_{i=1}^{\infty} P(H_i A) = \sum_{i=1}^{\infty} P(H_i) P(A \mid H_i)$$

■

Формула Байеса (формула проверки гипотез)

Теорема 1.3.13. Пусть H_1, \dots, H_n — полная группа событий. Известно, что событие A произошло. Тогда

$$P(H_i \mid A) = \frac{P(H_i) P(A \mid H_i)}{\sum_{i=1}^{\infty} P(H_i) P(A \mid H_i)}$$

□ Раскрываем условную вероятность по определению, после чего в числителе применяем формулу произведения вероятностей, а в знаменателе — формулу полной вероятности.

$$P(H_i \mid A) = \frac{P(H_i A)}{P(A)} = \frac{P(H_i) P(A \mid H_i)}{\sum_{i=1}^{\infty} P(H_i) P(A \mid H_i)}$$

■

Пример 1.3.14. В первой коробке 4 белых и 2 черных шара, а во второй — 1 белый и 2 черных. Из первой коробки во вторую переложили два шара. Затем из второй коробки достали шар. Какова вероятность того, что он оказался белым?

Решение: пусть H_1 — во вторую коробку переложили 2 белых шара, H_2 — переложили 2 черных шара, H_3 — переложили 2 шара разного цвета.

$$P(H_1) = \frac{4}{6} \cdot \frac{3}{5} = \frac{6}{15} \quad P(H_2) = \frac{2}{6} \cdot \frac{1}{5} = \frac{1}{15} \quad P(H_3) = \frac{4}{6} \cdot \frac{2}{5} + \frac{2}{6} \cdot \frac{4}{5} = \frac{8}{15}$$

$$P(A \mid H_1) = \frac{3}{5} \quad P(A \mid H_2) = \frac{1}{5} \quad P(A \mid H_3) = \frac{2}{5}$$

По формуле полной вероятности получаем

$$P(A) = P(H_1)P(A|H_1) + P(H_2)P(A|H_2) + P(H_3)P(A|H_3) = \frac{6}{15} \cdot \frac{3}{5} + \frac{1}{15} \cdot \frac{1}{5} + \frac{8}{15} \cdot \frac{2}{5} = \frac{18+1+16}{75} = \frac{7}{15}$$

Пример 1.3.15. По статистике раком болен 1% населения. Тест дает правильный результат в 99% случаев. Анализ оказался положительным. Какова вероятность того, что человек болен?

Решение: пусть H_1 — человек болен, а H_2 — здоров. Событие A — анализ положительный. Тогда

$$\begin{aligned} P(H_1) &= 0.01 & P(H_2) &= 0.99 \\ P(A|H_1) &= 0.99 & P(A|H_2) &= 0.01 \end{aligned}$$

Применяем формулу Байеса.

$$P(H_1|A) = \frac{P(H_1)P(A|H_1)}{P(H_1)P(A|H_1) + P(H_2)P(A|H_2)} = \frac{0.01 \cdot 0.99}{0.01 \cdot 0.99 + 0.99 \cdot 0.01} = \frac{1}{2}$$

Пример 1.3.16. Пусть после ситуации, описанной в 1.3.15, провели второй **независимый** анализ, и он оказался положительным. Какова вероятность того, что человек болен?

Решение: используя обозначения из предыдущего примера получаем

$$\begin{aligned} P(H_1) &= 0.01 & P(H_2) &= 0.99 \\ P(AA|H_1) &= 0.99 \cdot 0.99 & P(AA|H_2) &= 0.01 \cdot 0.01 \end{aligned}$$

Применяем формулу Байеса.

$$P(H_1|AA) = \frac{P(H_1)P(AA|H_1)}{P(H_1)P(AA|H_1) + P(H_2)P(AA|H_2)} = \frac{0.01 \cdot 0.99^2}{0.01 \cdot 0.99^2 + 0.99 \cdot 0.01^2} = 0.99$$

Статистические рассуждения

Пусть проверили 10 000 человек. По статистике из них 100 больных и 9 900 здоровых. У 99 человек из 100 больных анализ окажется положительным, а у одного — отрицательным. У 99 из 9900 здоровых людей теста будет положительным, а у остальных — отрицательным. Таким образом мы видим, что даже у человека положительный тест, то вероятность того, что он болен лишь 50%.

Пример 1.3.17. В студии три двери. За одной из них приз. Ведущий предлагает игроку угадывать дверь с призом, после чего он открывает одну из оставшихся дверей и показывает, что за ней приза нет. Затем он предлагает игроку поменять свой выбор. Следует ли игроку соглашаться?

Решение: пользоваться формулой Байеса здесь нельзя, т.к. выбор ведущего (событие A в формуле) это не случайное событие. Можно воспользоваться примерными статистическими рассуждениями. Пусть игрок сыграл в эту игру 300 раз. Тогда он 100 раз изначально выбрал верную дверь и 200 раз — неверную. Если он после вопроса ведущего меняет свой выбор, то окажется прав в 200 случаях из 300. Таким образом, если игрок меняет свой выбор, то вероятность его победы будет равна $\frac{2}{3}$.

TODO: в плейлисте эта лекция идет всего 56 минут, возможно в этом году она будет длиннее и надо будет дописать