

ТЕОРИЯ ВЕРОЯТНОСТЕЙ

БУЛЫЧЕВ АЛЕКСАНДР ВИКТОРОВИЧ, К.Т.Н.

МОСКВА, 2025

**СЛОЖЕНИЕ И УМНОЖЕНИЕ
ВЕРОЯТНОСТЕЙ. УСЛОВНАЯ
ВЕРОЯТНОСТЬ. ТЕОРЕМА БАЙЕСА**

БУЛЫЧЕВ АЛЕКСАНДР ВИКТОРОВИЧ, К.Т.Н.

МОСКВА, 2025

СЛОЖЕНИЕ ВЕРОЯТНОСТЕЙ

ФОРМУЛА ВКЛЮЧЕНИЙ-ИСКЛЮЧЕНИЙ,
РАССМОТРЕННАЯ В ПЕРВОЙ ЛЕКЦИИ И ЕСТЬ ПО
СУТИ ФОРМУЛА СЛОЖЕНИЯ ВЕРОЯТНОСТЕЙ

$$N\left(\sum_{i=1,n} A_i\right) = \sum_{i=1,n} N(A_i) -$$

$$- \sum_{i < j} N(A_i A_j) +$$

$$+ \sum_{i < j < k} N(A_i A_j A_k) - \dots +$$

$$+ (-1)^{n-1} N(A_1 \dots A_n)$$

⇐ Для количеств элементов

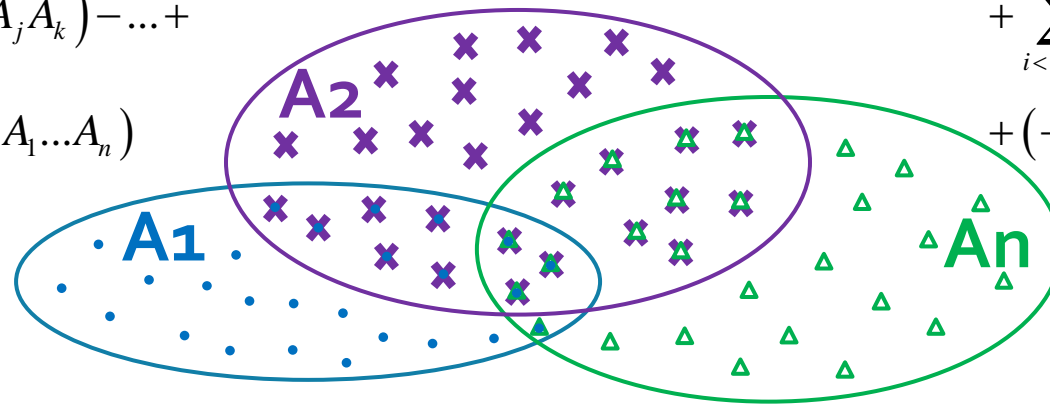
Для площадей (мер) ⇒

$$S\left(\sum_{i=1,n} A_i\right) = \sum_{i=1,n} S(A_i) -$$

$$- \sum_{i < j} S(A_i A_j) +$$

$$+ \sum_{i < j < k} S(A_i A_j A_k) - \dots +$$

$$+ (-1)^{n-1} S(A_1 \dots A_n)$$



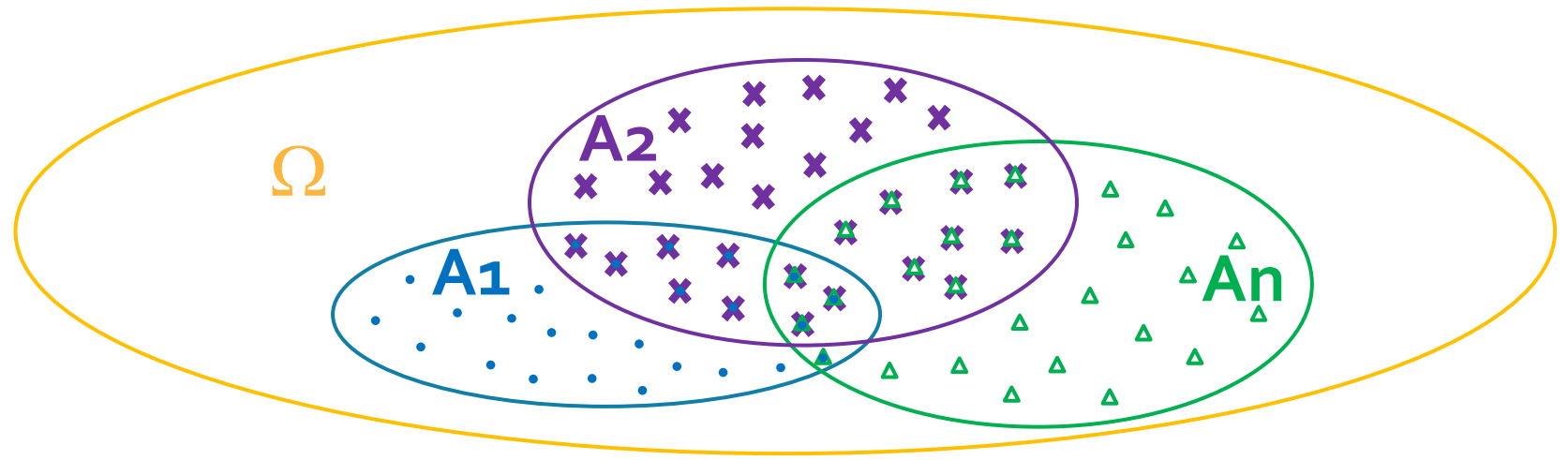
СЛОЖЕНИЕ ВЕРОЯТНОСТЕЙ

ФОРМУЛА СЛОЖЕНИЯ ВЕРОЯТНОСТЕЙ ЯВЛЯЕТСЯ
СЛЕДСТВИЕМ ПРЕДЫДУЩИХ ДВУХ ФОРМУЛ

Ω – конечное / счетное / несчетное множество всех элементарных исходов

$$S\left(\sum_{i=1,n} A_i\right) / S(\Omega) = \sum_{i=1,n} S(A_i) / S(\Omega) - \sum_{i < j} S(A_i A_j) / S(\Omega) + \sum_{i < j < k} S(A_i A_j A_k) / S(\Omega) - \dots + (-1)^{n-1} S(A_1 \dots A_n) / S(\Omega)$$

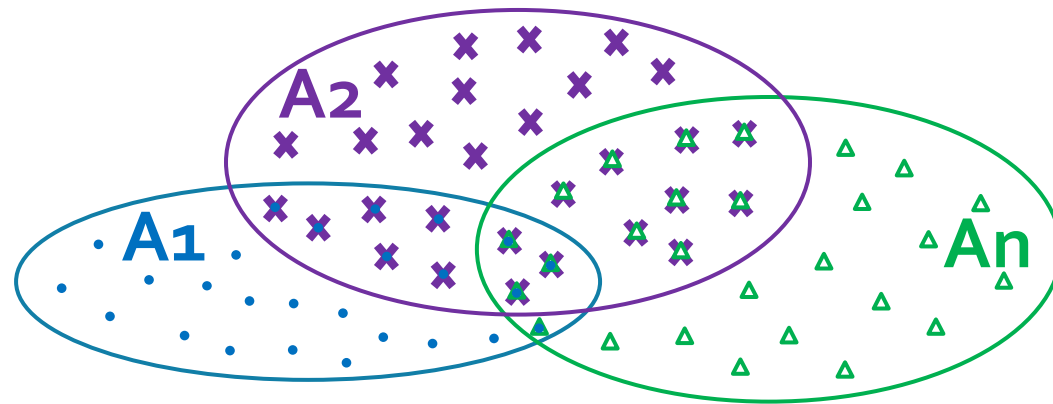
$$P\left(\sum_{i=1,n} A_i\right) = \sum_{i=1,n} P(A_i) - \sum_{i < j} P(A_i A_j) + \sum_{i < j < k} P(A_i A_j A_k) - \dots + (-1)^{n-1} P(A_1 \dots A_n)$$



СЛОЖЕНИЕ ВЕРОЯТНОСТЕЙ. ПРИМЕР

ПЯТЬ ОТКРЫТОК СЛУЧАЙНЫМ ОБРАЗОМ
РАСКЛАДЫВАЮТСЯ ПО ТРЕМ КОНВЕРТАМ. КАКОВА
ВЕРОЯТНОСТЬ ТОГО, ЧТО В КАЖДОМ КОНВЕРТЕ
ОКАЖЕТСЯ ХОТЯ БЫ ОДНА ОТКРЫТКА?

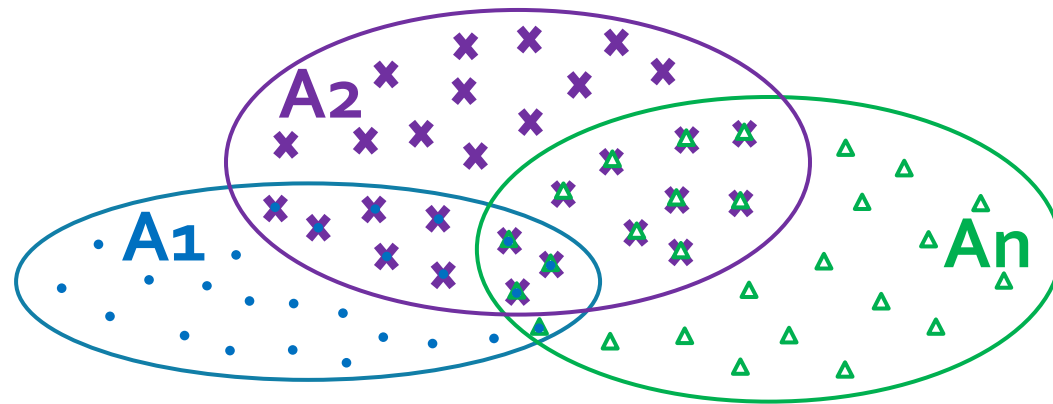
Компактность решения зависит от удачной формализации
задачи с помощью теоретико-множественных операций



СЛОЖЕНИЕ ВЕРОЯТНОСТЕЙ. ПРИМЕР

ФОРМАЛИЗАЦИЯ ЗАДАЧИ НА ЯЗЫКЕ МНОЖЕСТВ

1. Обозначим через A_1, A_2, A_3 события «Ни одну открытку не вложили в i -й конверт»;
2. тогда $A_1 + A_2 + A_3$ эквивалентно событию «Хотя бы в одном конверте отсутствует открытка»;
3. при это искомое событие A – это противоположное событие для $A_1 + A_2 + A_3$.



СЛОЖЕНИЕ ВЕРОЯТНОСТЕЙ. ПРИМЕР

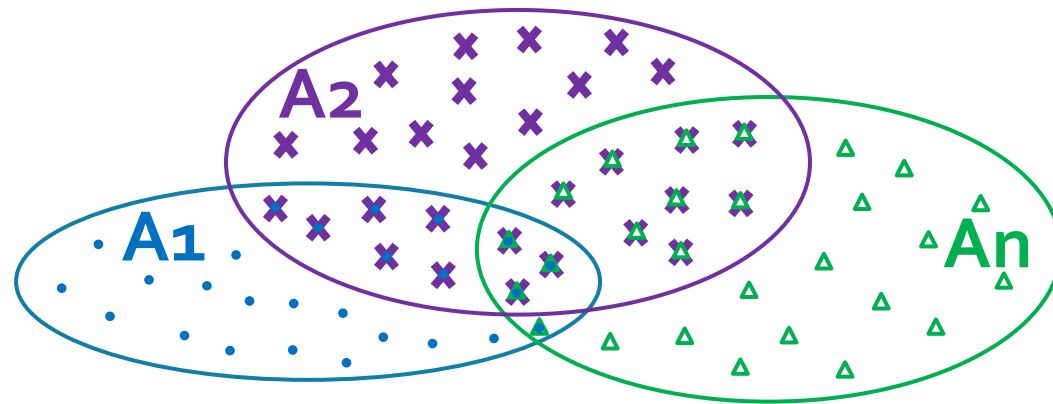
$$A = \overline{A_1 + A_2 + A_3}, P(A) = 1 - P(A_1 + A_2 + A_3),$$

$$P(A_1 + A_2 + A_3) = P(A_1) + P(A_2) + P(A_3) - P(A_1 A_2) - P(A_1 A_3) - P(A_2 A_3) + P(A_1 A_2 A_3),$$

$$P(A_1) = P(A_2) = P(A_3) = \frac{2^5}{3^5} = \frac{32}{243}, P(A_1 A_2) = P(A_1 A_3) = P(A_2 A_3) = \frac{1}{3^5} = \frac{1}{243}, P(A_1 A_2 A_3) = 0$$

$$P(A_1 + A_2 + A_3) = 3 \frac{2^5}{3^5} - 3 \frac{1}{3^5} = \frac{2^5}{3^4} - \frac{1}{3^4} = \frac{31}{81},$$

$$P(A) = 1 - \frac{31}{81} = \frac{50}{81}.$$



УМНОЖЕНИЕ ВЕРОЯТНОСТЕЙ

НАХОЖДЕНИЕ ВЕРОЯТНОСТЕЙ ПРОИЗВЕДЕНИЯ И СУММЫ СОБЫТИЙ

ЯВЛЯЮТСЯ ВАЖНЫМИ ЗАДАЧАМИ В ТЕОРИИ
ВЕРОЯТНОСТЕЙ, ПОСКОЛЬКУ НА ИХ ОСНОВЕ
РЕШАЮТСЯ МНОГИЕ ПРИКЛАДНЫЕ ЗАДАЧИ

Для лучшего понимания постановки задачи о произведении
событий и нахождении его вероятности используем
геометрический подход

УМНОЖЕНИЕ ВЕРОЯТНОСТЕЙ. ГЕОМЕТРИЯ

В ДВУХ ЯЩИКАХ РАСПОЛОЖЕНЫ
ПРАВИЛЬНЫЕ И БРАКОВАННЫЕ ДЕТАЛИ:

- ящик №1 (I) выбирается с вероятностью $P(I)$, в нем имеется N_1 деталей, из них n_1 бракованные (бр);
- ящик №2 (II) выбирается с вероятностью $P(II)$, в нем имеется N_2 деталей, из них n_2 бракованные (бр);



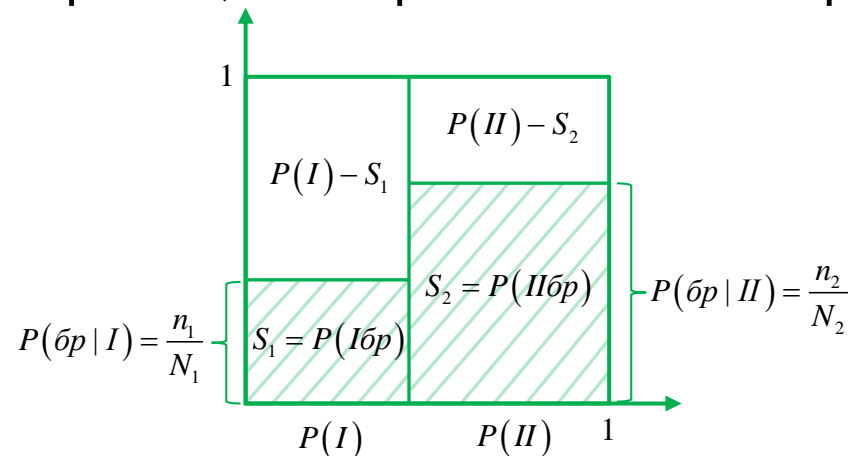
Каковы вероятности следующих событий:

$$P(I\bar{b}p), P(II\bar{b}p), P(I\bar{b}\bar{p}), P(II\bar{b}\bar{p}) - ?$$

УМНОЖЕНИЕ ВЕРОЯТНОСТЕЙ. ГЕОМЕТРИЯ

СОГЛАСНО АКСИОМАТИКЕ А.Н. КОЛМОГОРОВА СТРОИМ
ВЕРОЯТНОСТНОЕ ПРОСТРАНСТВО «КВАДРАТ»:

- событиям «Номер ящика» соответствуют элементарные исходы (точки отрезка) на горизонтальной стороне единичного квадрата;
- событию «Брак» соответствуют элементарные исходы (точки отрезка) на вертикальной стороне единичного квадрата.



$$P(I \cap B) = P(I)P(B|I) = P(I)\frac{n_1}{N_1} = S_1$$

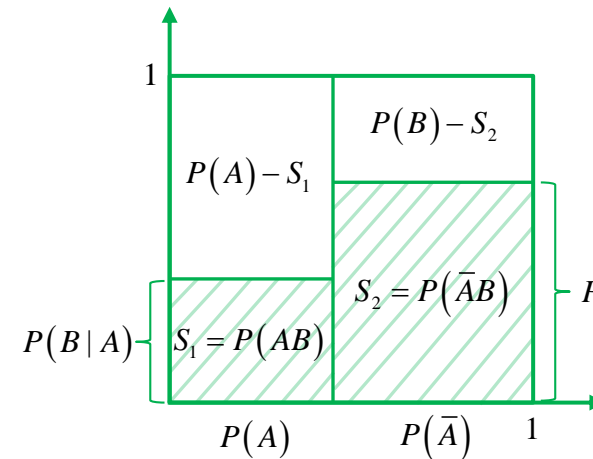
$$P(II \cap B) = P(II)P(B|II) = P(II)\frac{n_2}{N_2} = S_2$$

$$P(I \cap \bar{B}) = P(I)P(\bar{B}|I) = P(I) - S_1, P(II \cap \bar{B}) = P(II) - S_2$$

$$\text{Допустимо взять } P(I) = \frac{N_1}{N_1 + N_2}, P(II) = \frac{N_2}{N_1 + N_2}$$

УСЛОВНАЯ ВЕРОЯТНОСТЬ

УЧИТЫВАЯ, ЧТО СОБЫТИЯ ПО ПРИРОДЕ МОГУТ БЫТЬ ЛЮБЫМИ ЗАПИШЕМ ОБЩИЙ ВИД ФОРМУЛЫ:



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

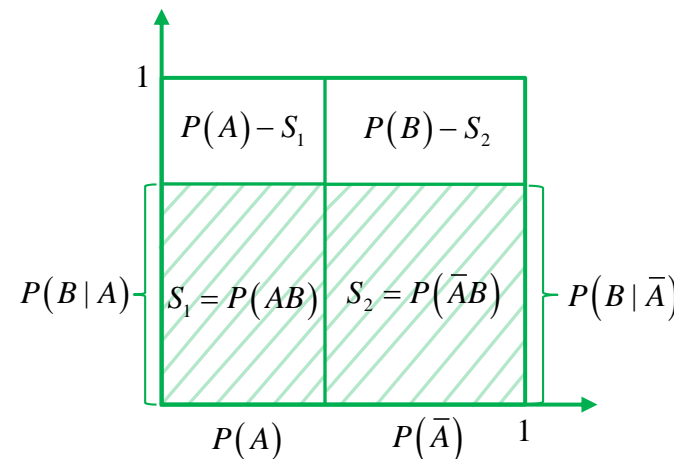
$$P(B|A) = \frac{P(AB)}{P(A)} - \text{условная вероятность.}$$

Если рассматривается несколько событий:

$$P(A_1A_2A_3) = P(A_1)P(A_2A_3|A_1) = P(A_1)P(A_2|A_1)P(A_3|A_1A_2)$$

НЕЗАВИСИМЫЕ СОБЫТИЯ

ДЛЯ НЕЗАВИСИМЫХ СОБЫТИЙ
ФОРМУЛА ПРИНИМАЕТ ВИД:



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

$$P(B|A) = P(B|\bar{A})$$

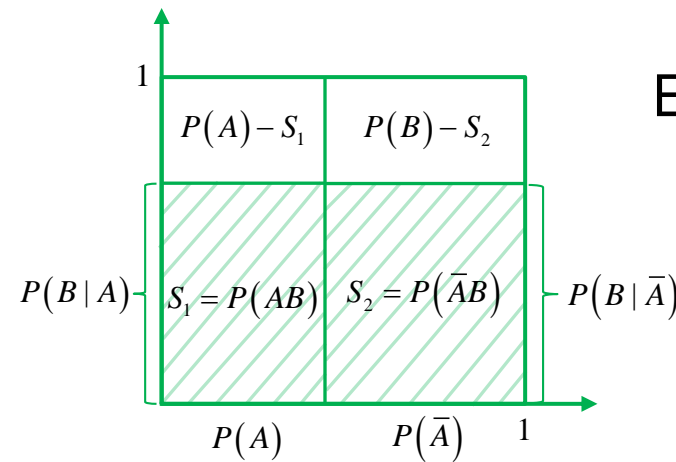
$$P(B) = \frac{P(AB)}{P(A)}$$

События независимы в совокупности, если вероятность любого из них не меняется при наступлении какого угодно числа событий из остальных.

Пример – одинаковый процент бракованных деталей

ТРИ НЕЗАВИСИМЫХ СОБЫТИЯ

ДЛЯ НЕЗАВИСИМЫХ СОБЫТИЙ
ФОРМУЛА ПРИНИМАЕТ ВИД:



Если рассматриваются три события:

$$P(A_1 A_2 A_3) = P(A_1) P(A_2) P(A_3)$$

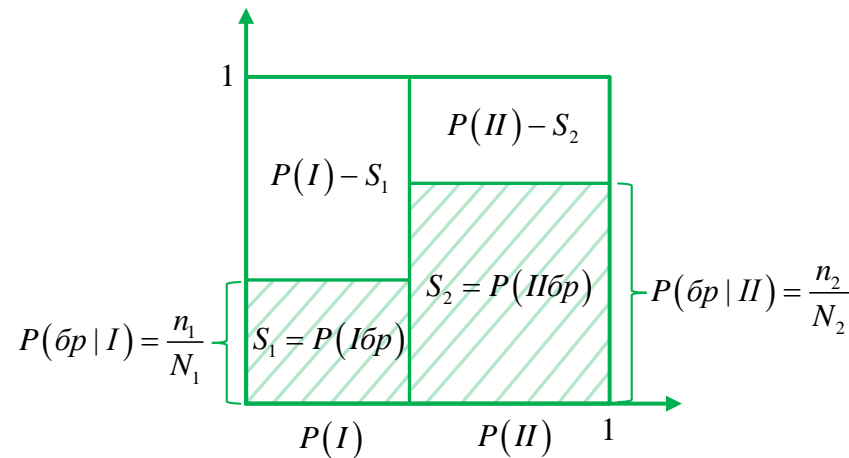
$$P(A_1 A_2) = P(A_1) P(A_2)$$

$$P(A_1 A_3) = P(A_1) P(A_3)$$

$$P(A_2 A_3) = P(A_2) P(A_3)$$

ФОРМУЛЫ ПОЛНОЙ ВЕРОЯТНОСТИ И БАЙЕСА

ПРИ СЛУЧАЙНОЙ ВЫБОРКЕ ЯЩИКОВ И ДЕТАЛЕЙ ИЗ
ЯЩИКА НАЙТИ ВЕРОЯТНОСТЬ БРАКА И ВЕРОЯТНОСТЬ
ТОГО, ЧТО БРАК ВЫБРАН ИЗ ПЕРВОГО ЯЩИКА



Формула полной вероятности:

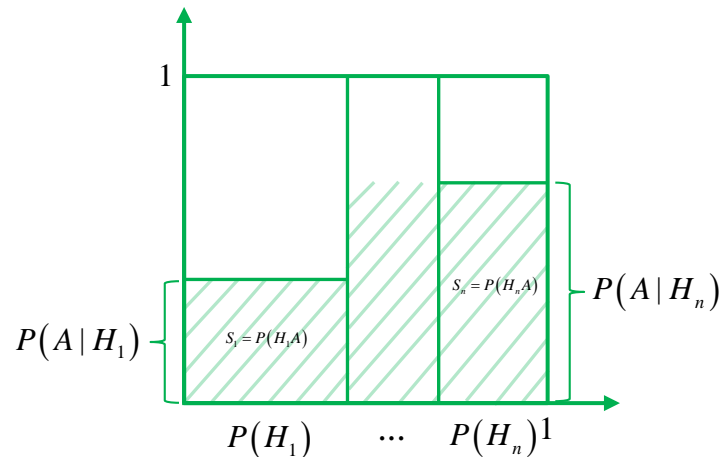
$$P(\bar{p}) = S_1 + S_2 = P(I)P(\bar{p} | I) + P(II)P(\bar{p} | II)$$

Формула Байеса:

$$P(I | \bar{p}) = \frac{S_1}{S_1 + S_2} = \frac{P(I\bar{p})}{P(\bar{p})} = \frac{P(I)P(\bar{p} | I)}{P(\bar{p})}$$

ФОРМУЛЫ ПОЛНОЙ ВЕРОЯТНОСТИ И БАЙЕСА

НАЙТИ ВЕРОЯТНОСТЬ СОБЫТИЯ, СОВМЕЩНОГО С СОБЫТИЯМИ ИЗ ПОЛНОЙ ГРУППЫ, А ТАКЖЕ ВЕРОЯТНОСТЬ ТОГО, ЧТО СОБЫТИЕ ПРОИЗОШЛО С ЛЮБЫМ ЗАДАННЫМ СОБЫТИЕМ ИЗ ПОЛНОЙ ГРУППЫ



Формула полной вероятности:

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

Формула Байеса:

$$\begin{aligned} P(H_k | A) &= \frac{S_k}{S_1 + \dots + S_n} = \frac{P(H_k)P(A|H_k)}{P(A)} = \\ &= \frac{P(H_k)P(A|H_k)}{P(H_1)P(A|H_1) + \dots + P(H_n)P(A|H_n)} \end{aligned}$$

УМНОЖЕНИЕ ВЕРОЯТНОСТЕЙ. ПРИМЕР

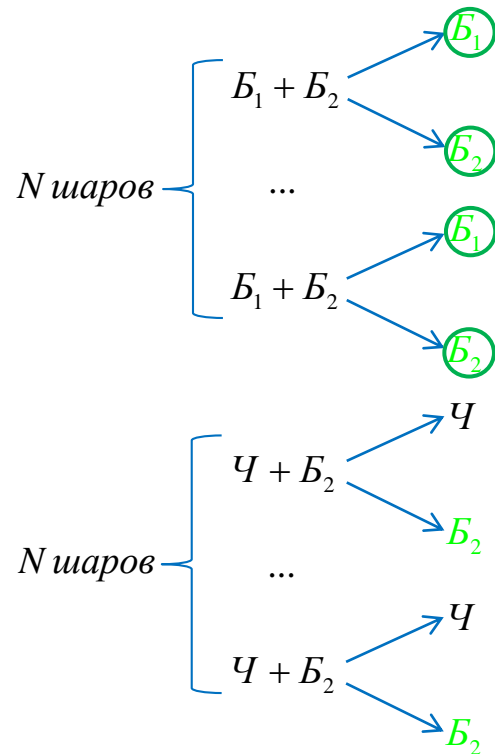
БУКВЫ СЛОВА «КОРОБ» СЛУЧАЙНЫМ ОБРАЗОМ ПЕРЕМЕШИВАЮТСЯ В КОРОБКЕ И НАУГАД ИЗВЛЕКАЮТСЯ ОДНА ЗА ДРУГОЙ. КАКОВА ВЕРОЯТНОСТЬ, ЧТО ПРИ ЭТОМ СНОВА ПОЯВИТСЯ СЛОВО «КОРОБ»?

$$\begin{aligned}
 &P("K" "O" "P" "O" "B") = \\
 &= P("K")P("O"|"K")P("P"|"K" "O")P("O"|"K" "O" "P")P("B"|"K" "O" "P" "O") = \\
 &= \frac{1}{5} \frac{2}{4} \frac{1}{3} \frac{1}{2} 1 = \frac{1}{60}
 \end{aligned}$$

УМНОЖЕНИЕ ВЕРОЯТНОСТЕЙ. ПРИМЕР

ИЗ МЕШКА С ПОРОВНУ ПЕРЕМЕШАННЫМИ ЧЁРНЫМИ И БЕЛЫМИ ШАРАМИ ДОСТАЮТ, НЕ ГЛЯДЯ, ОДИН ШАР И КЛАДУТ ЕГО В ЯЩИК. ПОСЛЕ ЭТОГО В ЯЩИК ДОБАВЛЯЮТ БЕЛЫЙ ШАР, ПЕРЕМЕШИВАЮТ И НАУГАД ДОСТАЮТ ОДИН ИЗ НИХ. ОН ОКАЗЫВАЕТСЯ БЕЛЫМ. КАКОВА ВЕРОЯТНОСТЬ, ЧТО И ВТОРОЙ ШАР, КОТОРЫЙ ОСТАЛСЯ В ЯЩИКЕ, ТОЖЕ БЕЛЫЙ?

УСЛОВНАЯ ВЕРОЯТНОСТЬ. ПРИМЕР



B_1 – белый шар из первоначального мешка;
 B_2 – добавленный белый шар;
 Ч – черный шар из первоначального мешка;

Зеленые буквы B_1 и B_2 – согласно условию задачи все возможные равновероятные исходы для события «Выбран белый шар»

Зеленые буквы B_1 и B_2 в зеленой окружности – согласно условию задачи возможные равновероятные исходы для благоприятного события «Второй шар, который остался в ящике, тоже белый»

$$P(B|B) = \frac{2N}{2N+N} = \frac{2}{3}.$$

ФОРМУЛА БАЙЕСА. ПРИМЕР

35% ПРОДУКЦИИ ПРОИЗВОДИТСЯ ФАБРИКОЙ №1 (СОБЫТИЕ H_1), 40% - ФАБРИКОЙ №2 (СОБЫТИЕ H_2), 25% - ФАБРИКОЙ №3 (СОБЫТИЕ H_3). БРАК (СОБЫТИЕ A) НА ФАБРИКАХ СОСТАВЛЯЕТ СООТВЕТСТВЕННО 1%, 1,5% И 2%. КАКОВА ВЕРОЯТНОСТЬ ТОГО, ЧТО БРАКОВАННАЯ ПРОДУКЦИЯ ПРОИЗВЕДЕНА НА ФАБРИКЕ №1?

ФОРМУЛА БАЙЕСА. ПРИМЕР

Формула полной вероятности:

$$\begin{aligned} P(A) &= P(H_1)P(A|H_1) + P(H_2)P(A|H_2) + P(H_3)P(A|H_3) = \\ &= 0,35 \cdot 0,01 + 0,40 \cdot 0,015 + 0,25 \cdot 0,02 = 0,0145 \end{aligned}$$

Формула Байеса:

$$P(H_1|A) = \frac{P(H_1)P(A|H_1)}{P(A)} = \frac{0,35 \cdot 0,01}{0,0145} \approx 0,24$$

ФОРМУЛА БАЙЕСА. ПРИМЕР

КАКОЕ СОБЫТИЕ БОЛЕЕ ВЕРОЯТНО ПРИ
БРОСАНИИ N РАЗ ПРАВИЛЬНОЙ ШЕСТИГРАННОЙ
ИГРАЛЬНОЙ КОСТИ: «СУММА ВЫПАВШИХ ОЧКОВ
ЧЕТНАЯ» ИЛИ «СУММА ВЫПАВШИХ ОЧКОВ
НЕЧЕТНАЯ»?

*Интуитивно может представляться, что вероятность события
«сумма выпавших очков четная» больше*

ФОРМУЛА ПОЛНОЙ ВЕРОЯТНОСТИ. ПРИМЕР

Воспользуемся методом математической индукции: докажем, что вероятность событий одинакова, т.е. равна 0,5.

База индукции выполняется,
т.к. утверждение очевидно справедливо при $n=1$:

$$P(\text{четн_за_1}) = \frac{3}{6} = P(\text{нечетн_за_1}) = \frac{3}{6} = 0,5.$$

Пусть утверждение справедливо для всех $k \leq n$, тогда докажем, что оно справедливо и для $k=n+1$. Воспользуемся формулой полной вероятности:

$$\begin{aligned} P(\text{четн_за_}n+1) &= \\ &= P(\text{четн_за_}n)P(\text{четн_за_}n+1 | \text{четн_за_}n) + \\ &+ P(\text{нечетн_за_}n)P(\text{четн_за_}n+1 | \text{нечетн_за_}n) = \\ &= 0,5 \cdot 0,5 + 0,5 \cdot 0,5 = 0,5 \end{aligned}$$

$$P(\text{нечетн_за_}n+1) = 1 - 0,5 = 0,5$$

ПОЛНАЯ ВЕРОЯТНОСТЬ И БАЙЕС. ПРИМЕР

СТРАХОВАЯ КОМПАНИЯ ОКАЗЫВАЕТ УСЛУГИ ПО СТРАХОВАНИЮ АВТОМОБИЛЕЙ. КАКОВА ВЕРОЯТНОСТЬ ТОГО, ЧТО СО СЛУЧАЙНО ВЫБРАННЫМ ЧЕЛОВЕКОМ ПРОИЗОЙДЕТ СТРАХОВОЙ СЛУЧАЙ ВО ВТОРОЙ ГОД, ЕСЛИ С НИМ ПРОИЗОШЕЛ СТРАХОВОЙ СЛУЧАЙ В ПЕРВЫЙ ГОД?

Интуитивно может представляться, что вероятность не меняется, по крайней мере, основываясь лишь на одном испытании

ПОЛНАЯ ВЕРОЯТНОСТЬ И БАЙЕС. ПРИМЕР

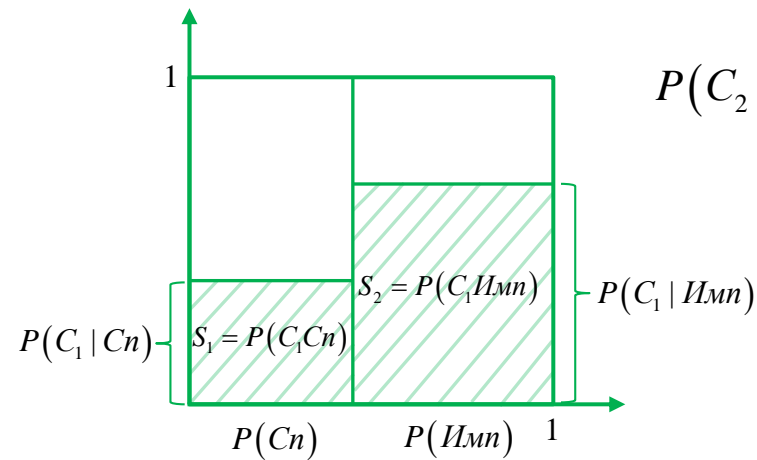
Предположим, что есть две категории водителей:
спокойные (доля $2/3$) (событие **Сп**) и
импульсивные (событие **Имп**) (доля $1/3$).
Вероятности страховых случаев в первый и
второй годы (**С1** и **С2**) для них равны
соответственно $1/100$ и $1/10$ и не меняются за два
года. Воспользуемся формулами
Байеса и полной вероятности:

$$P(C_2 | C_1) = \frac{P(C_1 C_2)}{P(C_1)},$$

$$P(C_1) = P(Cn)P(C_1 | Cn) + P(Имп)P(C_1 | Имп).$$

ПОЛНАЯ ВЕРОЯТНОСТЬ И БАЙЕС. ПРИМЕР

Объединим формулы в одну:



$$P(C_2 | C_1) = \frac{P(Cn)P^2(C_1 | Cn) + P(Имн)P^2(C_1 | Имн)}{P(Cn)P(C_1 | Cn) + P(Имн)P(C_1 | Имн)} =$$

$$= \frac{\frac{2}{3}\left(\frac{1}{100}\right)^2 + \frac{1}{3}\left(\frac{1}{10}\right)^2}{\frac{2}{3}\frac{1}{100} + \frac{1}{3}\frac{1}{10}} \approx 0,085$$

$$\frac{P(C_2 | C_1)}{P(C_1)} \approx 2,125(!)$$

Вероятность выросла более чем в два раза
при условии наличия прецедента

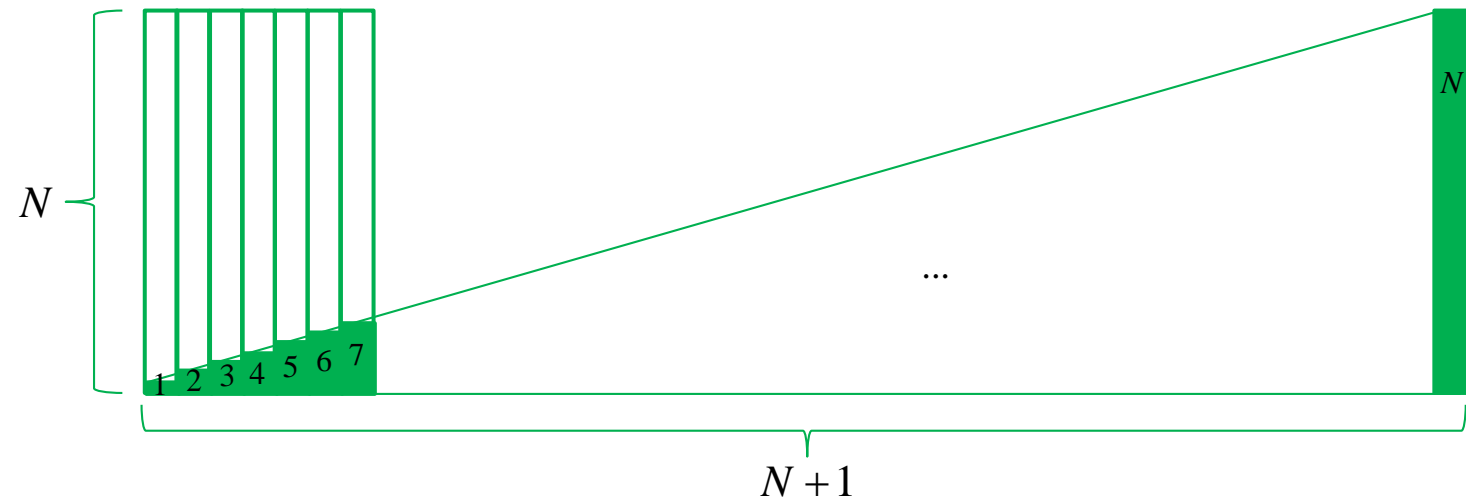
ПОЛНАЯ ВЕРОЯТНОСТЬ И БАЙЕС. ПРИМЕР

ЖИТЕЛЬ ЗЕМЛИ НАБЛЮДАЕТ ЗА ВОСХОДАМИ СОЛНЦА. ОН ЗАПОМНИЛ, ЧТО СОЛНЦЕ ВСХОДИЛО НЕКОТОРОЕ КОЛИЧЕСТВО РАЗ, ПРИ ЭТОМ У НЕГО ОТСУТСТВУЮТ ПРЕДСТАВЛЕНИЯ О ФИЗИЧЕСКИХ ПРОЦЕССАХ В ОКРУЖАЮЩЕМ МИРЕ. МОЖЕТ ЛИ ОН ОЦЕНИТЬ ВЕРОЯТНОСТЬ СЛЕДУЮЩЕГО ВОСХОДА СОЛНЦА?

Интуитивно может представляться, что нельзя, поскольку у нас отсутствует модель процесса

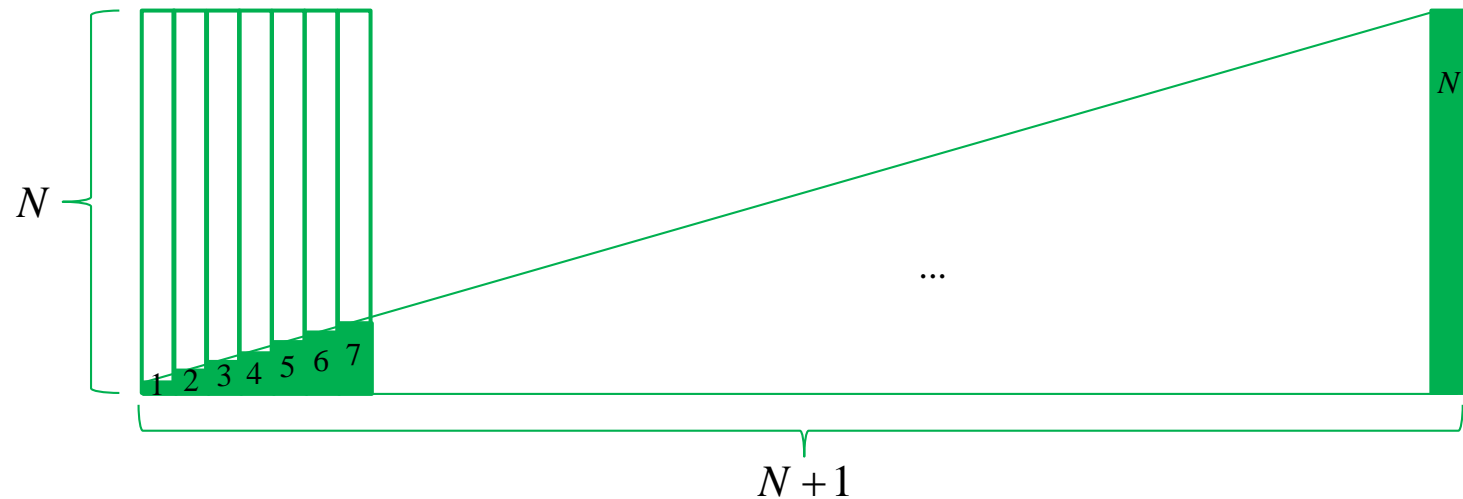
ПОЛНАЯ ВЕРОЯТНОСТЬ И БАЙЕС. ПРИМЕР

Предположим, что восходы наблюдались n раз. Считаем, что мы можем находиться в любой из систем, в которых вероятности восхода варьируются от 0 до 1. Исходя из энтропийного принципа можно показать, что такие системы равновероятны при отсутствии априорных сведений и представляются как на рисунке ниже:



ПОЛНАЯ ВЕРОЯТНОСТЬ И БАЙЕС. ПРИМЕР

Вероятность восхода в каждой системе может быть представлена, например, как вероятность вытянуть случайным образом зеленый шар из множества N шаров в каждой корзине. Таким образом, мы имеем $N+1$ корзину с вероятностями целевого события от 0 до 1. Воспользуемся формулами Байеса и полной вероятности.



ПОЛНАЯ ВЕРОЯТНОСТЬ И БАЙЕС. ПРИМЕР

Найдем условную вероятность по формуле Байеса:

$$P(n+1|n) = \frac{P("n+1"|"n")}{P(n)} = \frac{P(n+1)}{P(n)}$$

Аналогично предыдущей задаче получаем:

$$\begin{aligned} P(n) &= P("1")P(n|"1") + P("2")P(n|"2") + \dots + P("N+1")P(n|"N+1") = \\ &= \frac{1}{N+1} P^n(1|"1") + \frac{1}{N+1} P^n(1|"2") + \dots + \frac{1}{N+1} P^n(1|"N+1") = \\ &= \frac{1}{N+1} \left(\frac{0}{N}\right)^n + \frac{1}{N+1} \left(\frac{1}{N}\right)^n + \frac{1}{N+1} \left(\frac{2}{N}\right)^n + \dots + \frac{1}{N+1} \left(\frac{N}{N}\right)^n = \\ &\underset{N \rightarrow +\infty}{=} \int_0^1 x^n dx = \frac{t^{n+1}}{n+1} \Big|_0^1 = \frac{1}{n+1} \end{aligned}$$

ПОЛНАЯ ВЕРОЯТНОСТЬ И БАЙЕС. ПРИМЕР

Итог:

$$P(n+1|n) = \frac{P("n+1""n")}{P(n)} = \frac{P(n+1)}{P(n)} = \frac{n+1}{n+2}$$

Если $n=0$, то

$$P(n+1|n) = \frac{0+1}{0+2} = \frac{1}{2}$$

Если $n=8$, то

$$P(n+1|n) = \frac{8+1}{8+2} = \frac{9}{10}$$

ВВЕДЕНИЕ В ТЕОРИЮ ВЕРОЯТНОСТЕЙ

БЛАГОДАРЮ ЗА ВНИМАНИЕ!