

1.3.3 Условна вероятност

Пример 1.22 Каква е вероятността от 4 изтеглени карто от едно тесте, всичките да са аса?

Първият начин е да преброим колко са всички възможни начини да изтеглим 4 карти. те са $\binom{52}{4}$. От тях един е благоприятният – 4 аса. Тогава отговорът е $\frac{1}{\binom{52}{4}}$.

Може да разсъждаваме обаче и така: за първата изтеглена карта имаме вероятност $\frac{4}{52}$ тя да е асо. Ако първата е асо, то за втората вероятността също да е асо е $\frac{3}{51}$, и така за останалите. Окончателно получаваме $\frac{4}{52} \frac{3}{51} \frac{2}{50} \frac{1}{49}$, което е равно на $\frac{1}{\binom{52}{4}}$ (проверете).

Разсъждението “ако (нещо се е случило), то вероятността (да се случи нещо друго)” е в основата на понятието *условна вероятност*.

Определение 1.18 Нека A и B са събития в Ω и нека $P(B) > 0$. Тогава условната вероятност на A при условие B дефинираме по следния начин:

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

Иначе казано, това е вероятността да се случат едновременно (съвместната вероятност на) двете събития, разделена на вероятността на събитието-условие. Забелязваме, че $P(B|B) = 1$, т.е. събитието B се явява заместител на Ω при условната вероятност.

Пример 1.23 Продължаваме с пример 1.22. Нека сега пресметнем вероятността да изтеглим 4 аса от 4 карти, ако първите i от тях вече са аса, за $i = 1, 2, 3$.

$$P(4 \text{ аса от } 4 \text{ карти} | i \text{ аса от } i \text{ карти}) = \frac{P(4 \text{ аса от } 4 \text{ карти})}{P(i \text{ аса от } i \text{ карти})} = \frac{\frac{\binom{4}{i}}{\binom{52}{i}}}{\frac{1}{\binom{52-i}{4-i}}} = \frac{1}{\binom{52-i}{4-i}}.$$

Мултипликативно правило: От $P(A|B) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)}$, получаваме $P(A \cap B) = P(A|B)P(B)$, което дава възможност да намерим съвместната вероятност на две събития, ако знаем условната на едното спрямо другото.

Пример 1.24 Знае се, че 49% от инфекциите се дължат на анаеробни бактерии. 70% от всички анаеробни инфекции са полимикробни. Каква е вероятността даден инфекция да е анаеробна и полимикробна едновременно?

$$P(\text{полимикробна и анаеробна}) = P(\text{полимикробна} | \text{анаеробна})P(\text{анаеробна}) = 0.7 * 0.49 = 0.343$$

Обобщение на мултипликативното правило за повече от две събития е следната теорема:

Теорема 1.3 За съвместната вероятност за създание на произволни събития A_1, \dots, A_n е в сила следната формула:

$$P\left(\prod_{i=1}^n A_i\right) = P(A_1)P(A_2|A_1) \dots P(A_n|A_1 A_2 \dots A_{n-1}). \quad (1.1.3.1)$$

Доказателство: Твърдението на теоремата се доказва по индукция. При $n = 1$ твърдението е очевидно. При $n = 2$ ледва от мултипликативното правило. Допускаме, че твърдението е изпълнено при някое n , т.е., че е изпълнено (1.1.3.1) и искаме да проверим, че ще бъде в сила и при $n + 1$. Наистина, от дефиницията на условна вероятност имаме

$$\begin{aligned} P\left(\prod_{i=1}^{n+1} A_i\right) &= P\left(\prod_{i=1}^n A_i \cap A_{n+1}\right) \text{ от мултипликативното свойство} \\ &= P(A_{n+1} | \prod_{i=1}^n A_i) P\left(\prod_{i=1}^n A_i\right) \text{ от (1.1.3.1)} \\ &= P(A_1) P(A_2 | A_1) \dots P(A_n | A_1 A_2 \dots A_{n-1}) P(A_{n+1} | \prod_{i=1}^n A_i), \end{aligned}$$

с което твърдението е доказано.

1.4 Формула за пълната вероятност и формула на Бейс

Да напомним дефиницията 1.16, че съвкупността от събития H_1, H_2, \dots, H_n наричаме **пълна група от събития** на Ω , ако

1. $H_i \cap H_j = \emptyset, \quad \forall i \neq j$
2. $H_1 + H_2 + \dots + H_n = \Omega$, т.е. пространството на елементарни изходи Ω се разбива на несъвместими събития H_1, H_2, \dots, H_n .

Теорема 1.4 (Формула за пълната вероятност) За вероятността на произволно събитие $A \in \mathcal{A}$ е изпълнено

$$\mathbf{P}(A) = \sum_{i=1}^n \mathbf{P}(A | H_i) \mathbf{P}(H_i), \quad (1.1.4.2)$$

където събитията H_1, H_2, \dots, H_n образуват пълна група от събития.

Доказателство: Имаме представянето

$$\begin{aligned} P(A) &= P(A \cap \Omega) = P\left(A \cap \left(\sum_{i=1}^n H_i\right)\right) \\ &= P((H_1 \cap A) \cup ((H_2 \cap A)) \cup \dots \cup (H_n \cap A)) \text{ т.к. } H_i \cap A \text{ са несъвместими} \\ &= P((H_1 \cap A) + ((H_2 \cap A)) + \dots + (H_n \cap A)) \text{ от адитивността на } P \\ &= P(A|H_1)P(H_1) + P(A|H_1)P(H_1) + \dots + P(A|H_n)P(H_n) \\ &\quad \text{по дефиницията на условна вероятност} \\ &= \sum_{i=1}^n \mathbf{P}(A | H_i) \mathbf{P}(H_i) \end{aligned}$$

Теорема 1.5 (Формула на Бейс) Нека събитията H_1, H_2, \dots, H_n образуват пълна група от събития и събитието A е такова, че $P(A) > 0$. Тогава е изпълнено, че

$$\mathbf{P}(H_k | A) = \frac{\mathbf{P}(A | H_k) \mathbf{P}(H_k)}{\mathbf{P}(A)} = \frac{\mathbf{P}(A | H_k) \mathbf{P}(H_k)}{\sum_{i=1}^n \mathbf{P}(A | H_i) \mathbf{P}(H_i)},$$

за $k = 1, 2, \dots, n$.

Доказателство: Да разгледаме събитията A и B , такива че $P(A) > 0$ и $P(B) > 0$. От дефиницията на условна вероятност имаме $P(A|B) \cdot P(B) = P(A \cap B)$ и $P(B|A) \cdot P(A) = P(A \cap B)$, откъдето поради равенство на десните страни следва, че

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

Тогава

$$P(H_k|A) = \frac{P(A|H_k)P(H_k)}{P(A)} = \frac{P(A|H_k)P(H_k)}{\sum_{i=1}^n P(A|H_i)P(H_i)},$$

за всички $k = 1, \dots, n$, където последното следва от формулата за пълната вероятност (1.1.4.2).

1.5 Независимост на събития

Използвайки условната вероятност, ще определим и кога две събития A и B са независими. Нека казваме, че те са независими, ако условната вероятност на A при условие B е равна на безусловната вероятност да се случи A : $P(A|B) = P(A)$ (или обратното, $P(B|A) = P(B)$). От определението за условна вероятност, получаваме следната (симетрична относно A и B) дефиниция:

Определение 1.19 *Събитията A и B наричаме независими тогава и само тогава, когато $P(A \cap B) = P(A)P(B)$.*

Пример 1.25 *Нека A е събитието “изтеглената карта е пика”, а събитието $B = \{10, J, Q, K, A\}$. Покажете, че A и B са независими.*

Пример 1.26 (*Three Mile Island, 1978*) *Вероятността за ядрена авария в тази електроцентрала е била оценена на 1/10 млн., но се случва. Определянето на вероятността се е базирало на дърво на събитията, като те са се считали за независими. Например, на 1/1000 е била оценена вероятността да е затворена помощна клапа за захранване с вода. Поради независимостта, за две такива клапи, рискът и двете да са затворени е бил оценен на 1/1000000. При разследването на причините за аварията обаче, се оказало, че две такива клапи са били оставени затворени, и то от един и същ служител. Всъщност, те никога не са били отваряни поотделно, което напълно противоречи на теоретичното предположение за независимост. В случая това е довело до огромно подценяване на риска за авария.*

1.6 Видове независимост и свойства

1.7 Безкрайни вероятностни пространства

1.7.1 Безкрайни вероятностни пространства

В следващото изложение ще покажем, че вероятността е непрекъсната функция на събития. За целта ще въведем понятията монотонно растяща и монотонно намаляваща редица от събития.