

Первоисточник: [\[http://fuzzy.kstu.ru/fulltext.htm\]](http://fuzzy.kstu.ru/fulltext.htm)

Вероятность следствия, Логическая версия теоремы Байеса, и Операции нечеткой логики

Интуитивно, когда мы говорим, что следствие, "А если В" ($A \leftarrow B$) верно, мы подразумеваем, что всякий раз, когда В истина, то мы можем заключить, что А тоже истина. Другими словами, следствие - то, что позволяет нам сделать логический вывод.

Во многих практических ситуациях, мы имеем немного веры {секретности} В, но мы не на 100 % уверены, что В является верным. Точно так же мы не можем быть уверенных 100 %, что значение $A \leftarrow B$ является верным. В таких ситуациях, мы можем оценить вероятность $P\{B\}$, что В является верным, и вероятность $P("я" B)$, что значение $A \leftarrow B$ верно. Как мы можем исполнить логический вывод в таких ситуациях? Интуитивно, мы ожидаем быть способными заключить, что в этом случае, должен также быть верен с некоторой вероятностью; эта вероятность должна иметь тенденцию к 1 как вероятности $P\{B\}$, и $P("я" B)$ имеют тенденцию к 1.

Как мы можем расширить логическое значение на вероятностный случай? В зависимости от того, как мы интерпретируем вероятность значения, мы становимся два отличными

Есть два известных ответа на этот вопрос, и эти ответы отличны, потому что они используют различную формализацию вероятности значения. Первый ответ от подхода Байеса, в котором $P(A \leftarrow B)$ интерпретируется как условная вероятность $P(A|B)$. Второй ответ прибывает от логического рассуждения, где вероятность $P(\leftarrow B)$ интерпретируется как вероятность передачи "материальное значение", то есть, вероятность $P(A \vee \text{not} B)$, что или является верным, или В ложен.

От просто логической точки зрения, второй ответ может звучать более разумным, но есть примеры, где первый ответ находится в лучшем соответствии со здравым смыслом. Действительно, предположите, что мы анализируем животных в национальном парке, и мы ищем вероятность значения $A \leftarrow B$, где - "животное, белое", и В - "животное - тигр". В простом английском языке, вероятность утверждения, "если В" естественно интерпретируется как вероятность, что тигр является белым. Если из 10 000 животных, 100 - тигры, и 10 из этих тигров белые, то, в условиях здравого смысла, вероятность, что тигр белый - $10/100=0.1$. Это - точно вероятность, обеспеченная подходом Байеса. Однако, логический подход производит различный результат: вероятность $V \rightarrow B$, то есть., вероятность, что животное является или белым или не тигр, равна $9,910/10,000=0.991$ - потому что утверждение, $V \rightarrow B$ верно не только для 10 белых тигров, но также и для 9 900 животных, которые - не тигры.

Эти примеры показывают, что нет ни одной "правильной" вероятностной интерпретации значения, но в зависимости от ситуации, различные

интерпретации могут быть разумны. Поэтому желательно обеспечить сравнительный анализ различных интерпретаций.

Показано, что вышеупомянутые две интерпретации могут быть представлены как специфические случаи более общего подхода, в котором различие соответствует различию между различными t-norm-like действиями (для детальной информации относительно t-норм).

Теперь представим, что мы интерпретируем значение как материальное значение $A \vee \text{not}(B)$. В этом случае, вероятность значения интерпретируется как вероятность $P(A \vee \text{not}(B))$. Если мы знаем эту вероятность и если мы знаем $P(B)$, как мы можем определить $P(A \& B)$? Базируемый на аддитивности вероятности и факта, что i - A являются несовместимыми, мы заключаем что $P(B) = P(A \& B) + P(\neg A \& B)$. Поэтому,

$$P(A \& B) = P(B) - P(\neg A \& B). \quad (10)$$

Утверждение {Заявление} $\neg A \& B$ - отрицание \vee - iB , следовательно

$$P(\neg A \& B) = 1 - P(i \vee n B). \quad (11)$$

Заменяя (11) в (10), мы заключаем это

$$P(A \& B) = P(B) + P(A \vee \neg B) - 1. \quad (12)$$

Эта формула подобна формуле (2): обе формулы могут быть описаны как (13)

$$P(KB) = P("я" B) \odot P(B)$$

для некоторого двойного действия $\odot b$. В формуле (2) - который соответствует Bayesian случаю - мы использовали функцию $\odot b = a \cdot b$

В формуле (12) - который соответствует логическим случаям {делаем} значения - мы использовали действие $a \oplus b = a + b - 1$. Так как значение действия \odot должно преобразовать вероятности в новую вероятность, и вероятности только берут ценности от интервала $[0,1]$, разумно требовать, чтобы действие $a \odot b$ всегда взяло ценности от интервала $[0,1]$. Действие $a \oplus b = a + b - 1$ не всегда удовлетворяет это требование, потому что, когда и b - оба, скажем, меньше чем 0.5, мы имеем $a + b - 1 < 0$. Это не затрагивает наше заявление {применение}, потому что мы всегда имеем $P\{B\} + P(\neg B) > 1$. Однако, чтобы делать действие $\odot b$ всюду определенным как функция от вероятностей до вероятностей, разумно установить ее ценность на 0 когда $a + b - 1 < 0$, то есть, рассматривать {считать} новое действие $a \oplus b = \text{Макс}(0, a + b - 1)$.

Оба действия (14) и (15) - примеры t-норм, действия, описывающие "и" в нечеткой логике. Неофициально, появление t-нормы имеет смысл, потому что k B верен, если B верен, и значение $\rightarrow B$ верно, так что разумно заключить, что наша степень {градус} веры $P(k B)$ в $A \& B$ равна результату "и" - действие (t-норма) $\odot b$ прикладной к степеням {градусам} веры $P(B)$, что B является верным и степень {градус} веры $P(\leftarrow B)$, что значение верно. Это оправдание неофициально. В следующем тексте, мы будем делать более формальное оправдание.

Тем временем, так как формула (12) подобна формуле (2), мы будем использовать эту аналогию, чтобы вывести логический аналог вывода формулы Заливов. С тех пор AkB означает ту же самую вещь как $B \kappa A$, мы поэтому заключаем что $P(AkB) = P(BkA)$, то есть, из-за (13), что

$$P(\leftarrow B) \otimes P(B) = P(B \leftarrow A) \otimes P(A). \quad (16)$$

В частности для исчерпывающего списка n несовместимых гипотез *Привет...*, H_n , и для свидетельства {очевидности} E , мы заключаем это

$$P\{\text{Щ} \leftarrow E\} \otimes P\{E\} = P\{E \leftarrow \text{Щ}\} \otimes P\{\text{Щ}\}. \quad (17)$$

$$P(\text{Щ} \dot{-} E) = (P(E \text{ " я " Щ}) \odot P\{\text{Привет}\}) \dot{0} P(E), \quad (18)$$

где $a \dot{0} b$ - обратное действие к \odot , то есть, действие для который $(\dot{0} b) \odot b = a$.

Это стоит упоминать, что для общей t-нормы \odot , соответствующее обратное действие $\dot{0}$ обычно называют нечетким значением [2, 4].

Для умножения (14), обратное действие - разделение $\dot{0} b = a/b$ (как используется в формуле (6)). Чтобы удостовериться, что ценности этого действия остаются в пределах интервала $[0,1]$, мы должны заменить это

$$\dot{0} b = \text{мм}(a/b, 1).$$

Для нашего специфического действия (15), обратное действие - $\dot{0} b = \text{минута}(1 + - b, 1)$;

здесь, подобно к случаю разделения, мы добавили минуту (1...), чтобы удостовериться, что ценность этого действия остается в пределах интервала $[0,1]$.

Из-за формулы (7) и факта это

$$P(E \kappa \text{Щ}) = P\{E * \text{Щ}\} \odot P(\text{Щ}),$$

мы получаем выражение для $P\{E\}$:
 $P(E) = P(E \text{ " я " Привет}) \otimes P(\text{Привет}) + \dots + P(E \text{ " я " } H_n) \otimes P(H_n)$. Так, мы заканчиваемся что

$$P(\text{Щ} \leftarrow E) = (P(E \leftarrow \text{Щ}) \odot P(\text{Щ})) \dot{0} (19) (P(E * \text{Привет}) \odot P(\text{Привет}) + \dots + P(E * H_n) \odot P(H_n)).$$

Общий подход к описанию вероятности значенияи его отношение к нечеткой логике

Позвольте нам описывать общее определение вероятности $P\{\leftarrow B\}$. Эта вероятность должна только зависеть от событий и B . Таким образом, наше первое требование - то, что, как только мы знаем вероятности всех возможных Булевых комбинаций и B , мы должны быть способны определить желательную вероятность $P(\leftarrow B)$.

Известно, что, чтобы определять вероятности всех возможных Булевых комбинаций и B , достаточно знать вероятности $P(\kappa B)$, $P(\kappa \rightarrow B)$, $P\{\leftarrow *AkB\}$, и $P\{\leftarrow \wedge Ak \wedge B\}$ четырех атомных утверждений {заявлений} AkB , $Ak \rightarrow B$, $\leftarrow AkB$, и $\leftarrow Ak \rightarrow B$. Для простоты, в следующем тексте, мы обозначим соответствующие вероятности P_κ , P_\rightarrow , P_{\leftarrow} , и $P_{\leftarrow \rightarrow}$ -передача, четыре атомных утверждения

составляют всесторонний список несовместимых событий, так что их сумма должна быть равна 1:

$$P(KB) + P(\kappa \rightarrow B) + P(-.Л \kappa B) + P(-, \kappa \rightarrow B) = 1.$$

Таким образом, мы можем определить общее действие значения как функция этих четырех вероятностей:

Определение 1. *Распределением вероятности P , мы подразумеваем учетверенный из неотрицательных ценностей P_{11} , P_{10} , P_{01} , и P_{00} , для которых $P_{11} + P_{10} + P_{01} + P_{00} = 1$ "я" набор всех распределений вероятности обозначен V .*

Определение 2. *Вероятностным логическим действием, мы подразумеваем функцию $F: V \rightarrow [0,1]$. Для каждой двух событий A и B , результат применения {обращения} вероятностного логического действия F тогда определен как*

$$F(P) = F(P(A \& B), P(A \& \text{not} B), P(\text{not} A \& \text{not} B)) \quad 11$$

Для определения Байеса (1), мы имеем $P(A \& B) = P_{11}$, и $P(B) = P(A \& B) + P(\text{not} A \& B) = P_{11} + P_{01}$, следовательно $f(P_{11}, P_{10}, P_{01}, P_{11}) = P_{11} / (P_{11} + P_{01})$

Для логического определения $P(\chi \rightarrow B) = P(\neg \chi \rightarrow B)$, мы имеем (из-за (11)) $P(A \rightarrow B) = 1 - P(\wedge A \kappa B) = 1 - P_{01}$ следовательно

$$F(P_{11}, P_{10}, P_{01}, P_{11}) = 1 - P_{01} \quad (21)$$

Определение 1 - общее определение вероятностного логического действия, это не различает между значением, соединением, дизъюнкцией, и т.д. Что делает действие действие значения? Одна вещь, которая является верной для значения $A \rightarrow B$ а не для других действий - то, что значение зависит только от того, что случается, когда B верен

и нельзя затронуть тем, что случается, когда B ложен. Другими словами, если для двух распределений, мы имеем те же самые ценности $P(A \kappa B)$ и $P(\neg A \kappa B)$, затем для этих двух распределений, мы должны получить точно ту же самую ценность $P(A \rightarrow B)$.

Другое условие {состояние}, описывающее значение состоит в том, что, если, когда B всегда подразумевает A , то есть, когда $\neg A \kappa B$ невозможен (то есть, когда $P(\neg A \kappa B) = 0$, $P_{01} = 0$), затем $\neg B$ должно быть верно с вероятностью 1.

Позвольте нам описывать эти условия формально:

Определение 3. *Мы говорим, что два распределения вероятности P и P' являются эквивалентными, когда B верен если $P_{11} = P'_{11}$ и $P_{01} = P'_{01}$.*

Определение 4. Мы говорим, что вероятностное логическое действие F - действие значения, если следующие два условия держатся:

- $F(P) = F(P')$ для всех пар P и P' , которые являются *equiv*
- *alient*, когда B верен;
- если $POI = 0$, то $F(P) = 1$.

Оба действия (20) и (21) - действия значения в этом смысле. Вообще, следующие простые суждения обеспечивают полные описания таких действий значения:

Утверждение 1. Вероятностное логическое действие F - действие значения, если и только если F зависит только от двух переменных P_c and PO_i , то есть, $if F(P) = f(P_c, PO_i)$ для некоторой функции f двух переменных для которой $f(P_c, 0) = 1$ за все ценности P_c .

С тех пор

$$PO_i = P(B|K B) = P\{B\} - P\{K B\} = P^*i - P_c,$$

где мы обозначили $P^*i = P\{B\}$, мы можем повторно сформулированное Суждение 1 следующим образом:

Утверждение 1'. Вероятностное логическое действие F - действие значения, если и только если F зависит только от двух переменных P_c and P^*i , то есть, если $F\{P\} = g(P_c, P^*i)$ для некоторого g функции двух переменных для которой $g\{P_c, P_c\} = 1$ за все ценности P_c .

Таким образом, чтобы описать все возможные действия значения, мы должны описать соответствующие функции двух переменных.

Так как мы рассматриваем вероятностную неуверенность, разумно рассмотреть не только индивидуальные события A , A' , и т.д., но также и "соединения" (вероятностные комбинации) таких событий. Общая идея позади таких комбинаций - то, что мы берем лотерею с некоторой вероятностью p и затем выбираем, если лотерея преуспевает и' иначе. Согласно теории вероятности, вероятность заканчивающегося случая равна $P(A) = p - P(A)$.

И формула Байеса и логическое значение охвачены формулой (29):

- формула Байеса соответствует $= 0$, и
- логическая формула значения соответствует $= 1$.

Таким образом, наше заключение - то, что естественные требования определяют 1-параметрическое семейство формул для вероятности значения, формулы, которые являются промежуточными между двумя чрезвычайными случаями: Байеса и логичный.

Вообще, для $h(b) = + (1 - a) \blacksquare b$, соответствующее действие скопления (28) имеет форму

$$t(a, b) = \odot b = \blacksquare (+ b - 1) + (1 - a) \blacksquare \blacksquare b. (30)$$

Можно легко проверить, что это действие является всегда ассоциативным.

Для этого действия \odot , обратное действие $c = \langle Z \rangle b$ может быть определено от уравнения $b = c \odot c$, то есть, $c = \blacksquare (b + c - 1) + (1 - a) \blacksquare b \blacksquare c$. Это - линейное уравнение в терминах c , от которого мы заключаем это.

Можно легко проверить, что для $a = 0$, мы получаем инверсию Заливов a/b , и для $a = 1$, мы получаем обратное действие $1 + - b$ передающий логическому значению.

Как мы можем интерпретировать эти новые действия скопления? Можно показать, что, если мы "повторно нормализуем" вероятности, используя преобразование

$$(31)$$

$$P \rightarrow \bullet s(P) = (1 - a) \blacksquare P + a,$$

тогда в этом новом масштабе, действие скопления (30) становится простым изданием: $s(\odot b) = s(a) \blacksquare s(b)$.

Перевычисление (31) делает совершенный смысл. Действительно, один из естественных методов приписывать субъективную вероятность $P(A)$ к утверждению состоит в том, чтобы взять несколько (N) экспертов, и спросить каждого из них, или он или она верят, что верен. Если $N(A)$ их отвечают "на да", мы берем $d(A) = N(A)/N$ как желательная ценность уверенности. Если все эксперты верят в A , то эта ценность - 1 (=100 %), если половина из них верит в A , то $t(A) = 0.5$ (50 %), и т.д.

Инженеры знания хотят, чтобы система включила знание полного научного сообщества, так что они спрашивают

так много экспертов насколько возможно. Но выяснение слишком многих экспертов ведет к следующему отрицательному явлению: когда мнение относительно наиболее уважаемых профессоров, победителей Нобелевского приза, и т.д., известно, некоторые менее уверенные в себе эксперты не будут достаточно храбры, чтобы выразить их собственные мнения, так что они будут скорее следовать за большинством. Как их присутствие влияет на заканчивающуюся субъективную вероятность?

Пусть N начальное число экспертов, $N(A)$ число таковых из них, кто верит в A , и M - число сомневающийся экспертов. Первоначально, $d(A) = N(A)/N$. После того, как мы добавляем M эксперты конформиста, число экспертов, которые верят в A , становится $N(A) + M$. из общего количества $M + N$. Так что новая ценность субъективной вероятности

$$P'(A) = (N(A) + M) / (N + M) = (1 - \alpha) * P(A) + \alpha$$

где $\alpha = M/N$.

Таким образом, каждое новое действие может просто интерпретироваться как действие Байеса, но в различном масштабе вероятности, естественном для опытных систем.