Wnioskowanie

 ${\mathcal R}$ - zbiór reguł

F - zbiór faktów

 ${\cal Q}$ – zbiór stosowalnych reguł

Cond(r) - wszystkie warunki reguły r

fact(r,s) - generowanie faktu z konkluzji reguły r poprzez podstawienia

match(r,F,s) - dopasowanie faktu F do jednej z przesłanek reguły r

match(r,g,s) - dopasowanie faktu g do akcji reguły r

Wnioskowanie w przód

```
forward_chaining
begin
    Q := \phi;
    repeat
       for each r \in \mathcal{R}
            if match(r, F, s) then
              Q := Q \cup \{(r,s)\};
       if Q = \phi then
          break;
        (r,s) := select(Q);
       Q := Q - \{(r,s)\};
       F := F \cup \{fact(r,s)\};
    until FALSE
end
```

2

Wnioskowanie wstecz

```
backward\_chaining(g)
begin
   if g \in F then
      return TRUE;
   Q := \phi;
   for each r \in \mathcal{R}
       if match(r, g, s) then
          Q := Q \cup \{(r,s)\};
   if Q = \phi then return FALSE;
   repeat
       (r,s) := select(Q);
       Q := Q - \{(r, s)\};
       satisfied:=TRUE;
       for each c \in Cond(r)
           if not backward_chaining(c) then
             begin
                 satisfied:=FALSE; break;
             end
       if satisfied then
         begin
             F := F \cup \{g\};
             return TRUE;
         end
   until Q = \phi;
end
```

ಬ

Prawdopodobieństwo

$$P(A) = K/N$$

P(A) - prawdopodobieństwo zdarzenia A

 ${\cal K}$ - liczba zdarzeń elementarnych sprzyjających zdarzeniu A

 ${\cal N}$ - liczba wszystkich możliwych zdarzeń elementarnych

Prawdopodobieństwo warunkowe

$$P(C|O) = \frac{P(C \cap O)}{P(O)} \ \ \text{- prawdopodobieństwo warunkowe, że pacjent}$$

jest chory na chorobę C, jeśli ma objawy O

$$P(O|C) = \frac{P(O \cap C)}{P(C)}$$
 - prawdopodobieństwo warunkowe, że pacjent

ma objawy O, jeśli jest chory na chorobę C

- $P(C\cap O)$ prawdopodobieństwo, że pacjent jest chory na chorobę C i ma objawy O
- P(C) prawdopodobieństwo, że pacjent jest chory na chorobę C
- P(O) prawdopodobieństwo występowania objawów

Wzór Bayesa

$$P(C|O) = \frac{P(C \cap O)}{P(O)}$$

$$P(O|C) = \frac{P(O \cap C)}{P(C)}$$

$$P(C|O) = \frac{P(O|C) * P(C)}{P(O)}$$

Tabela opisująca <u>prawdopodobieństwa warunkowe</u> występowania <u>chorób</u>, gdy zaobserwowano odpowiedni <u>objaw</u>

	grypa C_1	przeziębienie C_2	zapalenie płuc C_3	alergia C_4
ból głowy O_1	$P(C_1 O_1)$	$P(C_2 O_1)$	$P(C_3 O_1)$	$P(C_4 O_1)$
kaszel O_2	$P(C_1 O_2)$	$P(C_2 O_2)$	$P(C_3 O_2)$	$P(C_4 O_2)$
katar O_3	$P(C_1 O_3)$	$P(C_2 O_3)$	$P(C_3 O_3)$	$P(C_4 O_3)$
$\begin{array}{c c} \operatorname{podwy\dot{z}szona} \\ \operatorname{temperatura} \\ O_4 \end{array}$	$P(C_1 O_4)$	$P(C_2 O_4)$	$P(C_3 O_4)$	$P(C_4 O_4)$

$$\sum_{i=1}^{n} P(O_i) = 1 \qquad \sum_{j=1}^{m} P(C_j|O_i) = 1 \qquad P(C_j) = \sum_{i=1}^{n} P(O_i) * P(C_j|O_i)$$

$$P(O_i|C_j) = \frac{P(O_i) * P(C_j|O_i)}{P(C_j)} \qquad P(C_j|O_i) = \frac{P(C_j) * P(O_i|C_j)}{P(O_i)}$$

Uogólniony wzór Bayesa

Formuła Bayesa ma również postać <u>ogólną</u> dla <u>wielu</u> chorób i <u>wielu</u> objawów danej choroby.

$$P(C_j|O_{i1}\cap\ldots\cap O_{ik}) = \frac{P(C_j)*P(O_{i1}|C_j)*\ldots*P(O_{ik}|C_j)}{\sum_{l=1}^{n} P(C_l)*P(O_{i1}|C_l)*\ldots*P(O_{ik}|C_l)}$$

Porównanie

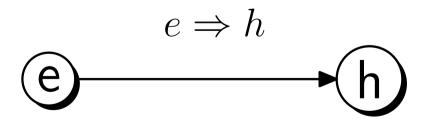
Ω - przestrzeń zdarzeń elemen- F	T - zbiór formuł elementarnych, ta-	
tarnych (niepodzielnych i rozłącznych ki	kich, że $a \in F \Leftrightarrow b \notin F - \{0, a\}$ czyli	
wyników obserwacji); $A \in 2^{\Omega} \Rightarrow A' \in b$	$b \wedge \neg a = 0$	
2^{Ω} - komplementatywność; A,B \in		
$2^{\Omega} \Rightarrow A \cup B \in 2^{\Omega}$ - addytywność		
$(2^{\Omega}, \cup, \cap,', \Omega, \phi) \tag{1}$	$(F,\vee,\wedge,\neg,1,0)$	
$P(\phi) = 0$ $P(\Omega) = 1$ $P(\Omega) = 1$	$P(0) = 0 \qquad P(1) = 1$	
$A \cap A' = \phi A \cup A' = \Omega \qquad \qquad a$	$a \wedge \neg a = 0 a \vee \neg a = 1$	
$\forall A, B \in 2^{\Omega} A \cap B = \phi \qquad \qquad \forall e$	$\forall a,b \in F a \wedge b = 0$	
$P(A \cup B) = P(A) + P(B)$	$P(a \lor b) = P(a) + P(b)$	
$\forall A \in 2^{\Omega} P(A) + P(A') = 1 \qquad \forall A \in A'$	$\forall a \in F P(a) + P(\neg a) = 1$	
$A \subseteq B$ $P(A) \leqslant P(B)$ (a)	$(a \Rightarrow b) = 1$ $P(a) \leqslant P(b)$	

Model Bayesa

Reguła w modelu Bayesa

$$P(h|e) = \frac{P(e|h)P(h)}{P(e)}$$

jest odpowiednikiem zwykłej



Twierdzenie Bayesa

$$\exists \ H = \{h_1, \dots, h_n\}, \ \mathsf{gdzie}$$

$$\forall i \neq j \quad h_i \wedge h_j = \mathbf{0} \quad \bigcup_{i=1}^n h_i = \mathbf{1}, \quad P(h_i) > 0, \quad i = 1, \dots, n$$

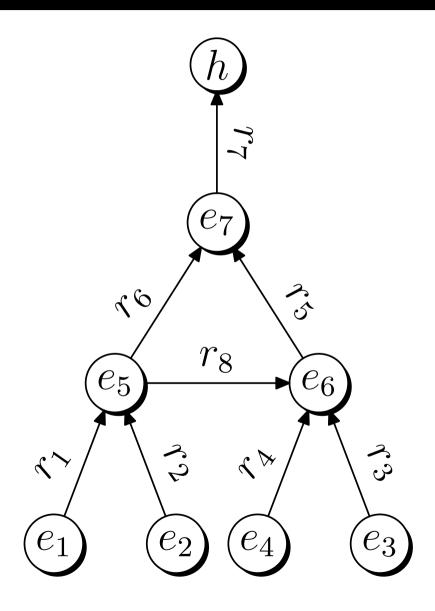
$$\exists \ \{e_1, \dots, e_m\}, \ \mathsf{gdzie} \ P(e_1, \dots, e_m | h_i) = \prod_{j=1}^m P(e_j | h_i), \ i = 1, \dots, n \Leftrightarrow$$

$$\Leftrightarrow \forall e_j, h_i \quad e_j \ \mathsf{niezale\dot{z}ny} \ \mathsf{warunkowo} \ \mathsf{od} \ h_i$$

$$P(h_i | e_1, \dots, e_m) = \frac{P(e_1, \dots, e_m | h_i) P(h_i)}{\sum_{k=1}^m P(e_j | h_i)}$$

$$P(h_i | e_1, \dots, e_m) = \frac{\prod_{j=1}^m P(e_j | h_i)}{\sum_{k=1}^m \prod_{j=1}^m P(e_j | h_k) P(h_k)}$$

Sieci (grafy) wnioskowania



Modyfikacje w PROSPECTORZE (1976)

Dodatkowe założenie:
$$P(e_1,\ldots,e_m|\neg h_i)=\prod_{j=1}^m P(e_j|\neg h_i),\ i=1,\ldots,n$$

Reguła Bayesa ma postać $P(\neg h|e) = \frac{P(e|\neg h)P(\neg h)}{P(e)}$ lub

$$\frac{P(h|e)}{P(\neg h|e)} = \frac{P(e|h)}{P(e|\neg h)} \frac{P(h)}{P(\neg h)}$$

$$O(h) = \frac{P(h)}{P(\neg h)}$$
 - szansa a priori

$$O(h|e) = \frac{P(h|e)}{P(\neg h|e)}$$
 - szansa a posteriori

Współczynnik wiarygodności
$$\lambda = \frac{P(e|h)}{P(e|\neg h)} \Rightarrow O(h|e) = \lambda O(h)$$

Modyfikacje w PROSPECTORZE

W ogólnym przypadku: $O(h_i|e_1,\ldots,e_m)=O(h_i)\prod_{k=1}^m\lambda_{k_i}$, gdzie $\lambda_{k_i}=rac{P(e_k|h_i)}{P(e_k|\neg h_i)}$

$$\overline{\lambda} = \frac{P(\neg e|h)}{P(\neg e|\neg h)} \Rightarrow O(h|\neg e) = \overline{\lambda}O(h)$$

Współczynnki λ i $\overline{\lambda}$ są określane a priori. λ określa dostateczność obserwacji e (szczególnie dla $\lambda\gg 1$), a $\overline{\lambda}$ określa konieczność e (szczególnie dla $0\leqslant\overline{\lambda}\leqslant 1$).

Wady podejścia bayesowskiego

- Założenia z reguły nie spełnione.
- Niewiedza ukryta jest zwykle w prawdopodobieństwach a priori.
- Przydzielanie prawdopodobieństw jedynie zdarzeniom elementarnym, a nie dowolnym ich alternatywom.
- Informacja konfliktowa nie jest wykrywana, ale przechodzi przez sieć wnioskowania.

Współczynniki niepewności w systemie MYCIN (1973)

$$CF(h,e) = MB(h,e) - MD(h,e)$$
,

gdzie CF jest współczynnikiem <u>niepewności</u>, MB(h,e) jest miarą wiarygodności i reprezentuje stopień <u>wzmocnienia</u> hipotezy h przez obserwację e, MD(h,e) jest miarą niewiarygodności i reprezentuje stopień <u>osłabienia</u> hipotezy h przez e.

Interpretacja probabilistyczna (1988)

$$CF(h,e) = \begin{cases} 1, & P(h) = 1, \\ MB(h,e), & P(h|e) > P(h), \\ 0, & P(h|e) = P(h), \\ -MD(h,e), & P(h|e) < P(h), \\ -1, & P(h) = 0, \end{cases}$$

$$MB(h,e) = \begin{cases} \frac{P(h|e) - P(h)}{1 - P(h)}, & P(h|e) > P(h), \\ 0, & \text{w przeciwnym przypadku,} \end{cases}$$

$$MD(h,e) = \begin{cases} \frac{P(h) - P(h|e)}{P(h)}, & P(h|e) < P(h), \\ 0, & \text{w przeciwnym przypadku,} \end{cases}$$

gdzie P(h) jest prawdopodobieństwem a priori hipotezy h, P(h|e) - a posteriori

Interpretacja przyrostowa prawdopodobieństwa

$$P(h|e) = \begin{cases} P(h) + CF(h,e)[1 - P(h)], & CF(h,e) > 0, \\ P(h) - |CF(h,e)|P(h), & CF(h,e) < 0, \end{cases}$$

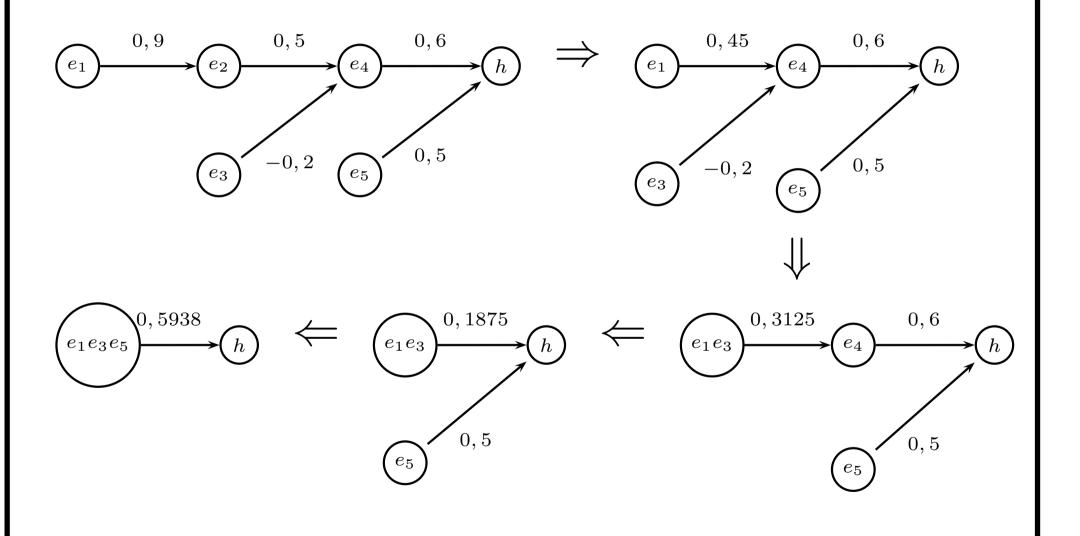
Funkcje połączenia informacji

$$CF(h, e_1, e_2) =$$

$$= \begin{cases} CF(h, e_1) + CF(h, e_2) - CF(h, e_1)CF(h, e_2), & CF(h, e_1) \geqslant 0, \\ \frac{CF(h, e_1) + CF(h, e_2)}{1 - min(|CF(h, e_1)|, |CF(h, e_2)|)}, & CF(h, e_1)CF(h, e_2) < 0, \\ CF(h, e_1) + CF(h, e_2) + CF(h, e_1)CF(h, e_2), & CF(h, e_1) < 0, \\ CF(h, e_1) < 0, & CF(h, e_2) < 0, \end{cases}$$

$$CF(h, e_1) = \begin{cases} CF(e_2, e_1)CF(h, e_2), & CF(e_2, e_1) \ge 0, \\ -CF(e_2, e_1)CF(h, \neg e_2), & CF(e_2, e_1) < 0, \end{cases}$$

Redukowanie drzewa reguł z CF



Modyfikacje współczynnika CF

$$CF(h,e) = \frac{MB(h,e) - MD(h,e)}{1 - min[MB(h,e), MD(h,e)]}$$
 (1984)

Aksjomaty Heckermana (1988) są spełnione np. przez funkcję: $CF(h,e)=F(\lambda)$, gdzie F jest monotonicznie rosnącą funkcją, spełniającą: $F(\frac{1}{x})=-F(x)$ oraz $\lim_{x\to\infty}F(x)=1$

Sam Heckerman zaproponował funkcję:

$$F(x) = \frac{x-1}{x+1}$$

$$CF(h,e) = \frac{\lambda - 1}{\lambda + 1} = \frac{P(h|e) - P(h)}{P(h)(1 - P(h|e)) + P(h|e)(1 - P(h))}$$

Funkcje Heckermana łączące informację

$$CF(h, e_1, e_2) = \frac{CF(h, e_1) + CF(h, e_2)}{1 + CF(h, e_1)CF(h, e_2)},$$

$$CF(h, e_1) = \frac{-2CF(h, e_2)CF(h, \neg e_2)CF(e_2, e_1)}{[CF(h, e_2) - CF(h, \neg e_2)] - CF(e_2, e_1)[CF(h, e_2) + CF(h, \neg e_2)]}$$

Aksjomaty Prade (1988)

Przy <u>braku pełnej</u> specyfikacji modelu probabilistycznego niektóre metody wykraczają poza ten model opierając się na tzw. miarach *monotonicznych*, tzn. funkcjach przekształcających F w odcinek [0,1] i spełniających *aksjomaty Prade*, które określają dużą rodzinę funkcji, w tym miarę prawdopodobieństwa:

$$g((0)) = 0,$$

$$g((1)) = 1,$$

$$(a \Rightarrow b) = (1) \Rightarrow g(a) \leqslant g(b),$$

Bezpośrednio z nich wynika, że

$$g(a \lor b) \geqslant max(g(a), g(b)),$$

 $g(a \land b) \leqslant min(g(a), g(b)).$

Istnieje zbiór elementów ogniskowych (ang. focal elements) $T\subseteq F$ reprezentujących formuły, o których posiadamy jakieś informacje. Elementy z T nie muszą być zdaniami elementarnymi oraz wzajemnie się wykluczającymi. Dostępne informacje o T są zapisywane w postaci rozkładu bazowego prawdopodobieństwa (ang. basic probability assignment), który prezentuje częściowe przekonania:

$$m(\mathbf{0}) = 0$$
,
$$\sum_{a \in T} m(a) = 1$$
,

dla wszystkich pozostałych $a \in F$ m(a) = 0, a ignorancja to m(1) np. m(1) = 1 oznacza wiem, że nic nie wiem. Przy braku dodatkowej informacji o formule nie wymaga się rozkładu stopni pewności na jej elementarne formuły.

Funkcja przekonania:

$$Bel(a) = \sum_{(b \Rightarrow a) = 1} m(b)$$

Funkcja dualna:

$$Pl(a) = \sum_{(b \Rightarrow \neg a) = \mathbf{0}} m(b)$$

Miary Bel i Pl są nazywane <u>przekonaniem</u> i <u>wyobrażalnością</u> (ang. *belief*, *plau-sibility*).

$$F = \{a, b, c, a \lor b, a \lor c, b \lor c, a \lor b \lor c\} \qquad m(a) = 0, 2 \qquad \text{Bel}(a) = 0, 2$$

$$T = F - \{a \lor c\} \qquad m(b) = 0, 1 \qquad \text{Bel}(b) = 0, 1$$

$$\sum m = 1 \qquad m(c) = 0, 1 \qquad \text{Bel}(c) = 0, 1$$

$$a \Rightarrow a \lor b = 1 \qquad m(a \lor b) = 0, 2 \qquad \text{Bel}(a \lor b) = 0, 5$$

$$a \in \{a \lor b\} \qquad m(b \lor c) = 0, 3 \qquad \text{Bel}(b \lor c) = 0, 5$$

$$a \Rightarrow \neg a = 0 \qquad m(a \lor b \lor c) = 0, 1 \qquad \text{Bel}(a \lor b \lor c) = 1$$

$$\mathsf{Bel}(a \lor b) = m(a) + m(b) + m(a \lor b) = 0, 2 + 0, 1 + 0, 2 = 0, 5$$

$$Bel(b \lor c) = m(b) + m(c) + m(b \lor c) = 0, 1 + 0, 1 + 0, 3 = 0, 5$$

$$\mathrm{Bel}(a\vee c)=m(a)+m(c)=0,2+0,1=0,3$$
 - nie ma informacji, ale jest Bel

$$\mathsf{PI}(a) = 1 - \mathsf{BeI}(b, c, b \lor c) = m(b) + m(a \lor b) + m(a \lor b \lor c) = 0, 2 + 0, 2 + 0, 1 = 0, 5$$

$$\mathsf{PI}(b) = m(b) + m(a \lor b) + m(b \lor c) + m(a \lor b \lor c) = 0, 1 + 0, 2 + 0, 3 + 0, 1 = 0, 7$$

$$PI(c) = m(c) + m(b \lor c) + m(a \lor b \lor c) = 0,5$$

$$\mathsf{PI}(a \lor b) = m(a) + m(b) + m(a \lor b) + m(b \lor c) + m(a \lor b \lor c) = 0,9$$

$$\mathsf{PI}(a \lor c) = m(a) + m(c) + m(a \lor b) + m(b \lor c) + m(a \lor b \lor c) = 0,9$$

$$PI(a \lor b \lor c) = m(a) + m(b) + m(c) + m(a \lor b) + m(b \lor c) + m(a \lor b \lor c) = 1$$

$$\forall a, b \in F :$$

$$Pl(a) = 1 - Bel(\neg a),$$

$$Bel(a) + Bel(\neg a) \leq 1,$$

$$Pl(a) + Pl(\neg a) \geq 1,$$

$$Bel(a) \leq Pl(a),$$

$$Bel(a \vee b) \geq Bel(a) + Bel(b) - Bel(a \wedge b),$$

$$Pl(a \wedge b) \leq Pl(a) + Pl(b) - Pl(a \vee b).$$

Pewność danej formuły $a \in F$ może być zatem reprezentowana przez odcinek:

Podejście teoriomnogościowe

$$m(\phi) = 0,$$

$$\sum_{A \subseteq \Omega} m(A) = 1,$$

$$Bel(A) = \sum_{B \subseteq A} m(B),$$

$$Pl(A) = \sum_{B \cap A \neq \phi} m(B),$$

$$\forall C \neq 0 \quad m(C) = \frac{\sum_{A \cap B = C} m_1(A)m_2(B)}{\sum_{A \cap B \neq \phi} m_1(A)m_2(B)}.$$

$$Con(m_1, m_2) = log \frac{1}{\sum_{A \cap B \neq \phi} m_1(A)m_2(B)}.$$

$$\begin{split} \Omega &= \{x_1, x_2, x_3, x_4, x_5\} \\ m(\{x_1, x_2, x_3\}) &= 0, 5 \\ m(\{x_1, x_2\}) &= 0, 25 \\ m(\{x_1, x_2\}) &= 0, 25 \\ m(\{x_2, x_4\}) &= 0, 25 \\ \text{dla pozostałych } A \in \Omega \quad m(A) &= 0 \\ \text{Bel}(\{x_1, x_2, x_3, x_5\}) &= 0, 25 \\ \text{Bel}(\{x_1, x_2, x_4\}) &= 0, 25 \\ \text{Bel}(\{x_1, x_2, x_4, x_5\}) &= 0, 25 \\ \text{Bel}(\{x_1, x_2, x_3, x_4\}) &= 0, 25 \\ \text{Bel}(\{x_1, x_2, x_3, x_4, x_5\}) &= 0, 25 \\$$

$$\begin{aligned} & \mathsf{Bel}(\{x_1,x_2\}) = m(\{x_1,x_2\}) = 0,25 \\ & \mathsf{Bel}(\{x_1,x_2,x_3\}) = m(\{x_1,x_2\}) + m(\{x_1,x_2,x_3\}) = 0,25 + 0,5 = 0,75 \\ & \mathsf{Bel}(\{x_1,x_2,x_3,x_4\}) = m(\{x_1,x_2\}) + m(\{x_1,x_2,x_3\}) + m(\{x_2,x_4\}) = 1 \\ & \mathsf{Bel}(\{x_1,x_2,x_4\}) = m(\{x_1,x_2\}) + m(\{x_2,x_4\}) = 0,25 + 0,25 = 0,5 \end{aligned}$$

$$\begin{split} &\operatorname{PI}(\{x_1\}) = 1 - \operatorname{Bel}(\{x_2, x_3, x_4, x_5\}) = 1 - 0, 25 = 0, 75 \\ &\operatorname{PI}(\{x_1, x_3\}) = 1 - \operatorname{Bel}(\{x_2, x_4, x_5\}) = 1 - 0, 25 = 0, 75 \\ &\operatorname{PI}(\{x_1, x_3, x_5\}) = 1 - \operatorname{Bel}(\{x_2, x_4\}) = 1 - 0, 25 = 0, 75 \\ &\operatorname{PI}(\{x_1, x_5\}) = 1 - \operatorname{Bel}(\{x_2, x_3, x_4\}) = 1 - 0, 25 = 0, 75 \\ &\operatorname{PI}(\{x_3\}) = 1 - \operatorname{Bel}(\{x_1, x_2, x_4, x_5\}) = 1 - 0, 5 = 0, 5 \\ &\operatorname{PI}(\{x_3, x_4\}) = 1 - \operatorname{Bel}(\{x_1, x_2, x_5\}) = 1 - 0, 25 = 0, 75 \\ &\operatorname{PI}(\{x_3, x_4, x_5\}) = 1 - \operatorname{Bel}(\{x_1, x_2, x_4\}) = 1 - 0, 25 = 0, 75 \\ &\operatorname{PI}(\{x_3, x_5\}) = 1 - \operatorname{Bel}(\{x_1, x_2, x_4\}) = 1 - 0, 5 = 0, 5 \\ &\operatorname{PI}(\{x_4\}) = 1 - \operatorname{Bel}(\{x_1, x_2, x_3, x_5\}) = 1 - 0, 75 = 0, 25 \\ &\operatorname{PI}(\{x_4, x_5\}) = 1 - \operatorname{Bel}(\{x_1, x_2, x_3, x_4\}) = 1 - 1 = 0 \\ &\operatorname{PI}(\{x_1, x_2\}) = 1 - \operatorname{Bel}(\{x_3, x_4, x_5\}) = 1 - 0 = 1 \\ &\operatorname{PI}(\{x_1, x_2\}) = 1 - \operatorname{Bel}(\{x_3, x_4, x_5\}) = 1 - 0 = 1 \\ &\operatorname{PI}(A) = 1 \operatorname{dla} \operatorname{pozostałych} \\ &\operatorname{Rdze\'n} \left(\operatorname{ang. core}\right) \operatorname{to} \Omega - \{x_5\} \\ \end{split}$$

Połączenie dwóch rozkładów

$$\forall a \in F, a \neq \mathbf{0} \quad m(a) = \frac{\sum\limits_{b \wedge c = a} m_1(b) m_2(c)}{\sum\limits_{b \wedge c \neq \mathbf{0}} m_1(b) m_2(c)}$$

Przykład nr 1A

$$F = \{a, b, c\}$$

 $m_1(a) = 0$ $m_2(a) = 0, 9$ $m(a) = 0$
 $m_1(b) = 0, 1$ $m_2(b) = 0, 1$ $m(b) = 1$
 $m_1(c) = 0, 9$ $m_2(c) = 0$ $m(c) = 0$
 $Con(m_1, m_2) = log(100)$

Przykład nr 2

$$m_1(a) = m_2(a) = 0,3$$
 $m(a) \approx 0.26$
 $m_1(b) = m_2(b) = 0,3$ $m(b) \approx 0.26$
 $m_1(c) = m_2(c) = 0,4$ $m(c) \approx 0.47$
 $Con(m_1, m_2) = log(3)$

Przykład nr 1B

$$F = \{a, b, c, e\}$$

$$m_1(a, e) = 0 \qquad m_2(a, e) = 0, 9 \qquad m(a) = 0, 01$$

$$m_1(b, e) = 0, 1 \qquad m_2(b, e) = 0, 1 \qquad m(b) = 0$$

$$m_1(c, e) = 0, 9 \qquad m_2(c, e) = 0 \qquad m(c) = 0$$

$$m(e) = 0.99$$

Łączenie opisów niepewności o niezależnych od siebie obserwacjach

$$\forall C \neq \phi \quad m(C) = \frac{\sum_{A \cap B = C} m_1(A)m_2(B)}{\sum_{A \cap B \neq \phi} m_1(A)m_2(B)} = \frac{\sum_{A \cap B = C} m_1(A)m_2(B)}{1 - \sum_{A \cap B = \phi} m_1(A)m_2(B)}$$

Teoria Dempstera-Shafera: sumowanie ortogonalne

$\begin{cases} x_2 \\ \frac{3}{8} \end{cases}$	$\begin{cases} x_2 \\ \frac{3}{32} \end{cases}$	$\{x_2\}$ $\frac{3}{16}$	$\begin{cases} x_2 \\ \frac{3}{32} \end{cases}$
	$\begin{cases} x_1, x_2 \end{cases}$	$\{x_1, x_2\}$	$\begin{cases} x_2, x_4 \end{cases}$
$\{x_1, x_2, x_3\}$	$\left\{x_1, x_2\right\}$	$\{x_1, x_2, x_3\}$	$\begin{cases} x_2 \\ \frac{1}{16} \end{cases}$
0	$\left\{x_1, x_2\right\}$	$\{x_1, x_2, x_3\}$	$\left\{x_2, x_4\right\}$

$$m(\{x_1, x_2\}) = (m_1 \oplus m_2)(\{x_1, x_2\}) = \frac{3}{32} + \frac{3}{16} + \frac{1}{16} = \frac{11}{32}$$
$$(m_1 \oplus m_2)(\{x_1, x_2, x_3\}) = \frac{1}{8}$$
$$(m_1 \oplus m_2)(\{x_2\}) = \frac{3}{32} + \frac{3}{16} + \frac{3}{32} + \frac{1}{16} = \frac{7}{16}$$
$$(m_1 \oplus m_2)(\{x_2, x_4\}) = \frac{3}{32}$$

Sumowanie ortogonalne z zerowymi wynikami

$\{x_4, x_5\}$	ϕ $\frac{3}{32}$	$\frac{\phi}{\frac{3}{16}}$	$\begin{cases} x_4 \\ \frac{3}{32} \end{cases}$
$\{x_1, x_3\}$	$\begin{cases} x_1 \\ \frac{3}{32} \end{cases}$	$\{x_1, x_3\}$	$\phi = \frac{3}{32}$
$\begin{cases} x_1, x_2 \end{cases}$	$\begin{cases} x_1, x_2 \end{cases}$	$\{x_1, x_2\}$	$\begin{cases} x_2 \\ \frac{1}{16} \end{cases}$
0	$\left\{x_1, x_2\right\}$	$\{x_1, x_2, x_3\}$	$\left\{x_2, x_4\right\}$
	(A) (D)	3 3	3 3

$$\sum_{A \cap B = \phi} m_1(A)m_2(B) = \frac{3}{32} + \frac{3}{16} + \frac{3}{32} = \frac{3}{8}$$

$$(m_1 \oplus m_2)(\{x_1, x_2\}) = \frac{\frac{1}{16} + \frac{1}{8}}{1 - \frac{3}{8}} = \frac{\frac{3}{16}}{\frac{10}{16}} = 0.3; \quad (m_1 \oplus m_2)(\{x_1\}) = \frac{\frac{3}{32}}{\frac{5}{8}} = 0.15$$
$$(m_1 \oplus m_2)(\{x_1, x_3\}) = \frac{\frac{3}{16}}{\frac{5}{8}} = 0.3; \quad m(\{x_2\}) = \frac{\frac{1}{16}}{\frac{5}{8}} = 0.1; \quad m(\{x_4\}) = \frac{\frac{3}{32}}{\frac{5}{8}} = 0.15$$