

第8章 医学とベイズ決定

§8.4 確率的情報処理における更新

§8.5 疾病名のベイズ診断: ケーススタディー

05T4074A

久保田 敦

目次

- §8.4 確率的情報処理における更新
 - 確率的情報処理における更新
 - ベイズ診断例
- §8.5 疾病名のベイズ診断: ケーススタディー
 - 疾病名のベイズ診断: ケーススタディー
 - 例1: チェック・リストによるベイズ診断
 - 例2: ぜんそくのベイズ診断への適用例

§8.4 確率的情報処理における更新

ベイズの定理を用いた事後確率の変化を一般的な形で調べていく。

事前・事後確率を $y/(1-y)$ の形にする。式(8.3.3)より

$$(P(D|T^+) =)p' = \frac{s_+ p}{s_+ p + (1 - s_-)(1 - p)} \quad (8.4.1)$$

$$\frac{p'}{1 - p'} = L \cdot \frac{p}{1 - p} \quad \left(L = \frac{s_+}{1 - s_-} \right)$$

- 一般に $y/(1-y)$ は y ($0 < y < 1$) の大小関係と一致する。
- 通常 $L > 1$ である。

よって陽性反応適中度 p' は有病率 p より大きくなる。

§8.4 ベイズ診断例(1)

同じく第1章の数値を用いる。

$$L = \frac{s_+}{1 - s_-} = \frac{0.950}{0.050} = 19$$

よって検査前後の関係は

$$\frac{p'}{1 - p'} = 19 \cdot \frac{p}{1 - p} \quad (8.4.3)$$

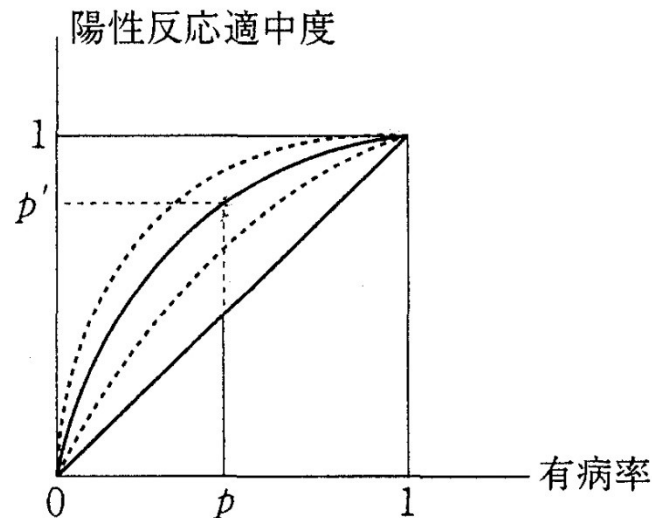
ここで $\Omega = \frac{p}{1 - p}, \Omega' = \frac{p'}{1 - p'}$ ($0 \leq \Omega \leq \infty, 0 \leq \Omega' \leq \infty$)

の比 ($L=19$) をオッズ比と呼ぶ。

Ω は値が大きいほど起こりやすい現象。

§8.4 ベイズ診断例(2)

$$18pp' - 19p + p' = 0$$



1. 陽性反応適中度 > 有病率
 - $p' = f(p)$ は p の単調な関数で $f(0) = 0$ 、 $f(1) = 1$
 - p' と p の差は中央付近で最大。よって医師にとっての情報が最大となる。
 - 感度、特異度で関数は変化するが $L > 1$ の限り $f(p) > p$ で対角線の上側にある。

§8.5 疾病名のベイズ診断：ケーススタディー

原因・結果の関係をn種類の疾病・症候の間に適用して疾病名の診断をする。

疾病： D_1, D_2, \dots, D_n 症候： S_1, S_2, \dots, S_m

- 疾病はすべての可能性を含んでいる。
- 同時に2つの疾病が原因にはならない

各疾病の事前確率： $P(D)$

各疾病から症候Sが起こる確率： $P(S|D)$

症候Sを観測した場合にそれが原因Dである事後確率

$$P(D_i | S) = \frac{P(D_i) \cdot P(S | D_i)}{\sum_k P(D_k) \cdot P(S | D_k)} \quad (8.5.1)$$

§8.5 疾病名のベイズ診断: ケーススタディー(2)

症候が多数の場合症候ごとに(8.5.1)で診断。

(疾病 D_i で症候 S_j が現れる確率 $P(S_j | D_i)$ の表が必要)

- 症候がないことも1つの症候である。

$a_j : 1$ (S_j がある)、 0 (S_j がない)

$$\begin{aligned} & P(D_i | a_1, a_2, \dots, a_m) \\ &= \frac{P(D_i) \cdot \prod_{j=1}^m \{a_j P(S_j | D_i) + (1 - a_j)(1 - P(S_j | D_i))\}}{\sum_{i=1}^n P(D_i) \cdot \prod_{j=1}^m \{a_j P(S_j | D_i) + (1 - a_j)(1 - P(S_j | D_i))\}} \end{aligned} \tag{8.5.2}$$

※各症候が独立でないときは確率の積では表せない。
(すべての組み合わせの確立が必要)

例1：チェック・リストによるベイズ診断

・疾病 (D1, D2)

・症候 (S1, S2, S3)

疾病・症候行列

D _i	P(D _i)	P(S _j D _i)		
		S ₁	S ₂	S ₃
D ₁	0.23	0.10	0.70	0.60
D ₂	0.77	0.80	0.20	0.50

症候のチェックが(1,0,1)であるときのD₁の事後確率は

$$P(D_i | 1,0,1)$$

$$= \frac{0.23 \cdot (0.1)(1 - 0.7)(0.6)}{0.23(0.1)(1 - 0.7)(0.6) + 0.77(0.8)(1 - 0.2)(0.5)}$$

$$= 0.01652(1.6\%)$$

例2: ぜんそくのバイズ診断への適用例(1)

D: ぜんそく \bar{D} : ぜんそくなし S: 質問S_{1~6}の0,1パターン

ぜんそくのバイズ診断

質問リストS						ぜんそく		ぜんそくなし		L
1	2	3	4	5	6	人数	P(S D)	人数	P(S \bar{D})	
no	no	no	yes	no	no	0	0	16	0.03095	0
no	no	no	no	yes	no	0	0	6	0.01161	0
...										

(8.5.1)より、D、 \bar{D} の事後確率は

$$P(D | S) = \frac{P(D) \cdot P(S | D)}{P(D) \cdot P(S | D) + P(\bar{D}) \cdot P(S | \bar{D})} \quad (8.5.3)$$

$$P(\bar{D} | S) = \frac{P(\bar{D}) \cdot P(S | \bar{D})}{P(D) \cdot P(S | D) + P(\bar{D}) \cdot P(S | \bar{D})}$$

例2: ぜんそくのバイズ診断への適用例(2)

Dと \bar{D} を(8.4.2)と同様に比較する

$$\frac{P(D|S)}{P(\bar{D}|S)} = \frac{P(S|D)}{P(S|\bar{D})} \cdot \frac{P(D)}{P(\bar{D})} \quad (8.5.4)$$

よってDと \bar{D} の確立の比は

$$L = \frac{P(S|D)}{P(S|\bar{D})} \quad (8.5.5)$$

このLが大きいほどSはぜんそく(D)を強く示す。