

Zapiszmy poszczególne warunki, wprowadzając celowo pełną zedumowanie, aby Tertniej było konystat z nich bezpośrednio.

DEMOGRAPHIC PARITY:

$$(1) \begin{cases} P(\hat{Y}=1 | A=a) = P(\hat{Y}=1 | A=b) \\ P(\hat{Y}=0 | A=a) = P(\hat{Y}=0 | A=b) \end{cases}$$

EQUAL OPPORTUNITY:

$$(2) \begin{cases} P(\hat{Y}=1 | Y=1, A=a) = P(\hat{Y}=1 | Y=1, A=b) \\ P(\hat{Y}=0 | Y=1, A=a) = P(\hat{Y}=0 | Y=1, A=b) \\ P(\hat{Y}=1 | Y=0, A=a) = P(\hat{Y}=1 | Y=0, A=b) \\ P(\hat{Y}=0 | Y=0, A=a) = P(\hat{Y}=0 | Y=0, A=b) \end{cases}$$

PREDICTIVE PARITY:

$$(3) \begin{cases} P(Y=1 | \hat{Y}=1, A=a) = P(Y=1 | \hat{Y}=1, A=b) \\ P(Y=0 | \hat{Y}=1, A=a) = P(Y=0 | \hat{Y}=1, A=b) \\ P(Y=1 | \hat{Y}=0, A=a) = P(Y=1 | \hat{Y}=0, A=b) \\ P(Y=0 | \hat{Y}=0, A=a) = P(Y=0 | \hat{Y}=0, A=b) \end{cases}$$

Natomiast trywialna sytuacja, czyli nierówność Y i A wynika ze sumowaniem:

$$(4) P(Y=1 | A=a) = P(Y=1 | A=b)$$

Czyli trzeba do rozważenia wykorzystać następujące implikacje (teza została jest sumowanie stwierdzenia, że z obudnych dwóch warunków fairness wynika trywialność):

- ~~trywialność~~ (1) \wedge (2) \Rightarrow (4)
- (1) \wedge (3) \Rightarrow (4)
- (2) \wedge (3) \Rightarrow (4)

Pierwsza implikacja daje się nie zachować.

Istotnie, rozważmy rozkład tabelny, dla $\varepsilon < \frac{1}{8}$:

$$P(\hat{Y}=1, Y=0, A=a) = P(\hat{Y}=1, Y=1, A=a) = P(\hat{Y}=0, Y=0, A=a) = \\ = P(\hat{Y}=0, Y=1, A=a) = \frac{1}{8}$$

$$P(\hat{Y}=1, Y=1, A=L) = P(\hat{Y}=0, Y=1, A=L) = \frac{1}{8} - \varepsilon$$

$$P(\hat{Y}=1, Y=0, A=L) = P(\hat{Y}=0, Y=0, A=L) = \frac{1}{8} + \varepsilon$$

(1) zachodzi, bo mamy $P(\hat{Y}=1|A=a) = P(\hat{Y}=1|A=L) = \frac{1}{2}$ itd.

(2) zachodzi, bo mamy $P(\hat{Y}=1|Y=1, A=a) = P(\hat{Y}=1|Y=1, A=L) = \\ = P(\hat{Y}=1|Y=0, A=a) = P(\hat{Y}=1|Y=0, A=L) = \frac{1}{2}$ itd.

ale $P(Y=1|A=a) = \frac{1}{2} \neq \frac{1}{2} - 4\varepsilon = P(Y=1|A=L)$,

czyli (4) nie zachodzi. Oznacza to, że w treści zadania jest jakaś nieścisłość i definicja sytuacji empirycznej powinna być szersza, (np. nie dopuszczać $\hat{Y} \perp Y$). \square

Dowód implikacji (1) i (3) \Rightarrow (4) to prosty rachunek:

$$P(Y=1|A=a) = P(Y=1|\hat{Y}=1, A=a) P(\hat{Y}=1|A=a) + \\ + P(Y=1|\hat{Y}=0, A=a) P(\hat{Y}=0|A=a) \stackrel{(1)(3)}{=} P(Y=1|\hat{Y}=1, A=L) P(\hat{Y}=1|A=L) + \\ + P(Y=1|\hat{Y}=0, A=L) P(\hat{Y}=0|A=L) = P(Y=1|A=L) \quad \square.$$

Dla dowodu (1) i (3) \Rightarrow (4) zauważmy, że dzieląc przez siebie odpowiednie równości uzyskujemy, że stosunek

$$P(\hat{Y}=1, Y=1|A=a) : P(\hat{Y}=1, Y=0|A=a) : P(\hat{Y}=0, Y=0|A=a) : P(\hat{Y}=1, Y=0|A=L) \\ \text{jest taki sam, jak}$$

$$P(\hat{Y}=1, Y=1|A=L) : P(\hat{Y}=1, Y=0|A=L) : P(\hat{Y}=0, Y=0|A=L) : P(\hat{Y}=1, Y=0|A=L)$$

Przytłaczając, równość $\frac{P(\hat{Y}=1, Y=1|A=a)}{P(\hat{Y}=1, Y=0|A=a)} = \frac{P(\hat{Y}=1, Y=1|A=L)}{P(\hat{Y}=1, Y=0|A=L)}$ uzyskujemy

dzielicz (3.1) przez (3.2) (pierwsza równość z (3) przez drugą) itd.

Z sumy tych stosunków wynika, że ibase
$$\frac{P(\hat{Y}=i, Y=j | A=a)}{P(\hat{Y}=i, Y=j | A=L)}$$
, dla $i, j \in \{0, 1\}$ jest stały.

Wznowmy go C . Zatem dla $i, j \in \{0, 1\}$ mamy

$$P(\hat{Y}=i, Y=j | A=a) = C \cdot P(\hat{Y}=i, Y=j | A=L).$$

Dołajac te 4 równia stronami uzyskujemy $C=1$.

Ostatecznie:

$$\begin{aligned} P(Y=1 | A=a) &= P(Y=1, \hat{Y}=1 | A=a) + P(Y=1, \hat{Y}=0 | A=a) = \\ &= P(Y=1, \hat{Y}=1 | A=L) + P(Y=1, \hat{Y}=0 | A=L) = \\ &= P(Y=1 | A=L) \quad \square \end{aligned}$$