

Informationstheorie

Lösung 3

3.1 Entropie

Die Entropie von X ist

$$\begin{aligned} H(X) &= H([1/2, 1/12 + \epsilon, 5/12 - \epsilon]) \\ &= -1/2 \log_2(1/2) - (1/12 + \epsilon) \log_2(1/12 + \epsilon) - (5/12 - \epsilon) \log_2(5/12 - \epsilon) \\ &= 1/2 - (1/12 + \epsilon) \log_2(1/12 + \epsilon) - (5/12 - \epsilon) \log_2(5/12 - \epsilon) \end{aligned}$$

Als erstes sieht man, dass P_X nur für $-1/12 \leq \epsilon \leq 5/12$ eine Wahrscheinlichkeitsverteilung ist. Für die Intervallgrenzen ist die Entropie

$$H(X|_{\epsilon=-1/12}) = H([1/2, 0, 1/2]) = 1$$

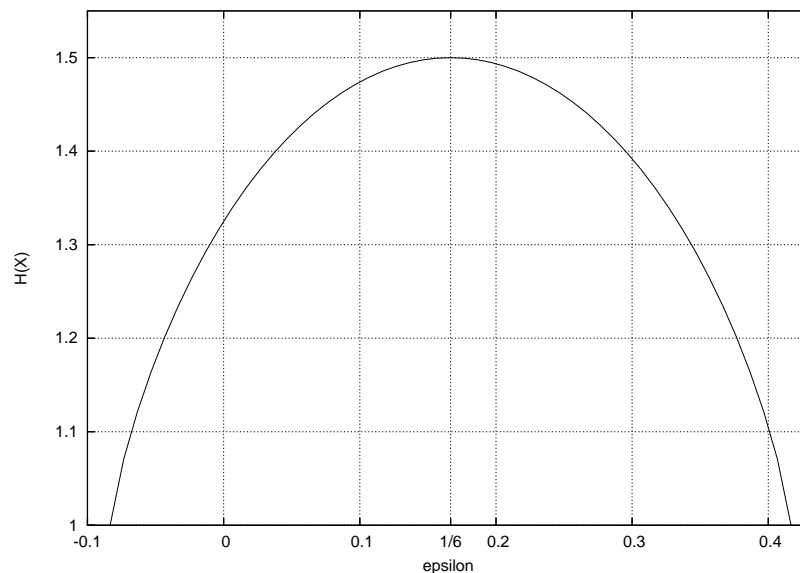
$$H(X|_{\epsilon=5/12}) = H([1/2, 1/2, 0]) = 1$$

Um das Maximum zu finden, leiten wir diesen Ausdruck ab und finden die Nullstelle:

$$\frac{dH(X)}{d\epsilon} = -\log_2(1/12 + \epsilon) + \log_2(5/12 - \epsilon)$$

Dieser Ausdruck ist Null für $\epsilon = 1/6$. Das ist nicht weiter erstaunlich, da für dieses ϵ die Verteilung von X am nächsten an der uniformen Verteilung ist. Das Maximum ist

$$H(X|_{\epsilon=1/6}) = H([1/2, 1/4, 1/4]) = -1/2 \log_2(1/2) - 1/4 \log_2(1/4) - 1/4 \log_2(1/4) = 3/2.$$



3.2 Forderungen an ein Unsicherheitsmass

a) Es gilt

$$\max\{p_1, \dots, p_n, 0\} = \max\{p_1, \dots, p_n\}$$

weil $p_i \geq 0$ für alle $i \in \{1, \dots, n\}$ bei einer Wahrscheinlichkeitsverteilung. Daraus folgt sofort die behauptete Identität

$$H_\infty([p_1, \dots, p_n, 0]) = H_\infty([p_1, \dots, p_n]).$$

b) Die Verteilung von X ist gegeben durch $[p_1, \dots, p_L] = [\frac{1}{L}, \dots, \frac{1}{L}]$ und diejenige von Y durch $[q_1, \dots, q_{L+1}] = [\frac{1}{L+1}, \dots, \frac{1}{L+1}]$. Daher gilt

$$\max_{1 \leq i \leq L} p_i = \frac{1}{L} \quad \max_{1 \leq i \leq L+1} q_i = \frac{1}{L+1}$$

und somit

$$\max_{1 \leq i \leq L} p_i > \max_{1 \leq i \leq L+1} q_i.$$

Aus der Tatsache, dass $-\log_2(\cdot)$ monoton fällt, folgern wir

$$-\log_2(\max_{1 \leq i \leq L} p_i) < -\log_2(\max_{1 \leq i \leq L+1} q_i),$$

was äquivalent zu $H_\infty(X) < H_\infty(Y)$ ist.

c) Die Verteilung eines Münzwurfes ist gegeben durch $[Pr(\text{Kopf}), Pr(\text{Zahl})] = [q, 1 - q]$ wobei $q = 1/2$ für eine faire Münze und $q \in [0, 1] \setminus \{1/2\}$ für eine unfaire Münze. Man kann sich leicht überlegen, dass

$$\max\{q, 1 - q\} \geq 1/2 \quad \text{für jedes } q \in [0, 1],$$

wobei Gleichheit nur dann eintritt, wenn $q = 1/2$. Da $-\log_2(\cdot)$ streng monoton fällt, ist somit $H_\infty(X) = -\log_2(1/2) = 1$ maximal für einen fairen Münzwurf X und kleiner als 1 für jeden unfairen Münzwurf Y .

d) Für zwei Zufallsvariablen X und Y gilt

$$H_\infty(XY) = -\log_2(\max_{(x,y)} P_{XY}(x, y)).$$

Sind X und Y unabhängig, d.h. gilt $P_{XY}(x, y) = P_X(x)P_Y(y)$ für alle Paare (x, y) , gilt

$$\begin{aligned} \max_{(x,y)} P_{XY}(x, y) &= \max_{(x,y)} P_X(x)P_Y(y) \\ &= (\max_x P_X(x))(\max_y P_Y(y)). \end{aligned}$$

Wenden wir $-\log_2(\cdot)$ auf diese Gleichung an und verwenden, dass $\log_2(ab) = \log_2(a) + \log_2(b)$, resultiert die behauptete Gleichung $H_\infty(XY) = H_\infty(X) + H_\infty(Y)$.

Eine weitere vernünftige Forderung, die an ein Unsicherheitsmass gestellt werden kann, hat folgende Form. Sei X die Zufallsvariable, die das Resultat eines (nicht notwendigerweise

fairen) Würfelwurfes repräsentiert. Dann soll die verbleibende Unsicherheit über X , wenn man erfährt, ob X gerade oder ungerade ist, gleich dem Mittel aus der Unsicherheit über X wenn X gerade ist und der Unsicherheit über X gegeben dass X ungerade ist, betragen. Etwas formaler soll gelten

$$H(X) - h(p) = pH(X|X \text{ gerade}) + (1 - p)H(X|X \text{ ungerade}),$$

wobei $p = Pr[X \in \{2, 4, 6\}]$. Dies ist für die Entropie H erfüllt, für die Min-Entropie H_∞ jedoch nicht.

3.3 Zufallsvariablen und Entropie

- a) Die Elementarereignisse sind $[0, 0]$, $[0, 1]$, $[1, 0]$ und $[1, 1]$. Alle Elementarereignisse haben Wahrscheinlichkeit $1/4$. Die Verteilungen der einzelnen Zufallsvariablen sind:

A	0	1	2
P_A	1/2	1/4	1/4

B	$[0, 0]$	$[0, 1]$	$[1, 0]$	$[1, 1]$
P_B	1/4	1/4	1/4	1/4

C	0	1
P_C	1/2	1/2

D	$[[0, 0], 0]$	$[[0, 0], 1]$	$[[0, 1], 0]$	$[[0, 1], 1]$	$[[1, 0], 0]$	$[[1, 0], 1]$	$[[1, 1], 0]$	$[[1, 1], 1]$
P_D	1/4	0	0	1/4	0	1/4	1/4	0

- b)

		X	
	P_{XY}	0	1
Y	0	1/4	1/4
	1	1/4	1/4

		A		
	P_{AC}	0	1	2
C	0	1/4	0	1/4
	1	1/4	1/4	0

- c)
- | | | | | | | | | |
|-------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| D | $[[0, 0], 0]$ | $[[0, 0], 1]$ | $[[0, 1], 0]$ | $[[0, 1], 1]$ | $[[1, 0], 0]$ | $[[1, 0], 1]$ | $[[1, 1], 0]$ | $[[1, 1], 1]$ |
| $P_{D C=1}$ | 0 | 0 | 0 | 1/2 | 0 | 1/2 | 0 | 0 |

B	$[0, 0]$	$[0, 1]$	$[1, 0]$	$[1, 1]$
$P_{B A \neq 2}$	1/3	1/3	1/3	0

- d) A und C sind nicht statistisch unabhängig, denn es gilt zum Beispiel

$$P_A(1)P_C(0) \neq P_{AC}(1, 0).$$

C und X sind statistisch unabhängig, denn

$$P_C(c)P_X(x) = P_{C|X}(c,x)P_X(x) = 1/4 = P_{CX}(c,x)$$

für alle c und x .

e)

$$\begin{aligned} H(A) &= H[1/2, 1/4, 1/4] = 1/2 \cdot 1 + 1/4 \cdot 2 + 1/4 \cdot 2 = 1.5 \\ H(C) &= H[1/2, 1/2] = 1/2 \cdot 1 + 1/2 \cdot 1 = 1 \\ H(AC) &= H[1/4, 1/4, 1/4, 1/4] = \log(4) = 2 \end{aligned}$$

f) Da die Verteilungen P_{XY} und P_B identisch sind, ist auch die Entropie gleich: $H(XY) = H(B)$. D ist eine Funktion von B und C , welche wiederum Funktionen von X und Y sind. Also gilt $H(D) \leq H(XY)$. Ein Ausrechnen der Entropien zeigt $H(D) = H(B) = H(XY)$.

3.4 Entropiediagramm

