

## Lösungen zu Übungsblatt 2

### 2.1

Wir schreiben  $H(p_1, \dots, p_n)$  für die Entropie einer Verteilung, deren Elementarereignisse die Wahrscheinlichkeiten  $p_1, \dots, p_n$  haben (vgl. Aufgabe 2.1). Die Entropie von  $X$  ist

$$\begin{aligned} H(X) &= H\left(\frac{1}{2}, \frac{1}{12} + \varepsilon, \frac{5}{12} - \varepsilon\right) \\ &= -\frac{1}{2} \log\left(\frac{1}{2}\right) - \left(\frac{1}{12} + \varepsilon\right) \log\left(\frac{1}{12} + \varepsilon\right) - \left(\frac{5}{12} - \varepsilon\right) \log\left(\frac{5}{12} - \varepsilon\right) \\ &= \frac{1}{2} - \left(\frac{1}{12} + \varepsilon\right) \log\left(\frac{1}{12} + \varepsilon\right) - \left(\frac{5}{12} - \varepsilon\right) \log\left(\frac{5}{12} - \varepsilon\right) \end{aligned}$$

Zunächst sieht man, dass  $P_X$  nur für  $-\frac{1}{12} \leq \varepsilon \leq \frac{5}{12}$  eine Wahrscheinlichkeitsverteilung ist. Für die Intervallgrenzen ist die Entropie

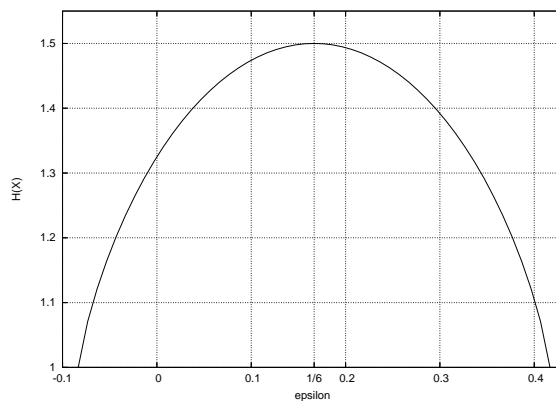
$$\begin{aligned} H(X|_{\varepsilon=-\frac{1}{12}}) &= H\left(\frac{1}{2}, 0, \frac{1}{2}\right) = 1 \\ H(X|_{\varepsilon=\frac{5}{12}}) &= H\left(\frac{1}{2}, \frac{1}{2}, 0\right) = 1 \end{aligned}$$

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

$$\frac{dH(X)}{d\varepsilon} = -\log\left(\frac{1}{12} + \varepsilon\right) + \log\left(\frac{5}{12} - \varepsilon\right)$$

Dieser Ausdruck ist Null für  $\varepsilon = \frac{1}{6}$ . Das ist intuitiv einleuchtend, da für dieses  $\varepsilon$  die Verteilung von  $X$  am nächsten an der uniformen Verteilung ist. Das Maximum ist

$$H(X|_{\varepsilon=\frac{1}{6}}) = H\left(\frac{1}{2}, \frac{1}{4}, \frac{1}{4}\right) = -\frac{1}{2} \log\left(\frac{1}{2}\right) - \frac{1}{4} \log\left(\frac{1}{4}\right) - \frac{1}{4} \log\left(\frac{1}{4}\right) = \frac{3}{2}.$$



## 2.2

Es gilt

$$\begin{aligned} H(p_1, p_2, \dots) &= - \sum_{i \geq 1} p_i \log p_i \\ &= -p_1 \log p_1 - (1 - p_1) \log(1 - p_1) - \sum_{i \geq 2} p_i (\log p_i - \log(1 - p_1)) \\ &= -p_1 \log p_1 - (1 - p_1) \log(1 - p_1) - (1 - p_1) \sum_{i \geq 2} \frac{p_i}{1 - p_1} \log \frac{p_i}{1 - p_1} \\ &= H(p_1, 1 - p_1) + (1 - p_1) H(p_2, p_3, \dots) \end{aligned}$$

Dabei haben wir im ersten Umformungsschritt den hinzugefügten Term  $-(1 - p_1) \log(1 - p_1)$  in der Summe wieder abgezogen, unter Ausnutzung von  $\sum_{i \geq 2} p_i = 1 - p_1$ .

Interpretation: Wir können die Unsicherheit bzgl. des Wertes einer Zufallsvariablen mit der Verteilung  $(p_1, p_2, \dots)$  aufspalten als Summe der Unsicherheit darüber, ob ein bestimmter Wert  $x_1$  angenommen wird oder nicht, und der verbleibenden Unsicherheit über alle restlichen Werte, wenn wir wissen, dass  $x_1$  nicht angenommen wurde.

Die Zerlegungseigenschaft ergibt sich übrigens auch unmittelbar aus der Kettenregel  $H(X, Y) = H(X) + H(Y|X)$ , wenn man für  $X$  die Indikatorvariable  $I_{\{x_1\}}$  wählt.

## 2.3

Das Eintreten des Ereignisses  $\{X = n\}$  bedeutet, dass bei den ersten  $n - 1$  Würfeln "Zahl" fällt, und beim  $n$ -ten Wurf "Kopf". Da bei jedem Wurf "Kopf" und "Zahl" jeweils Wahrscheinlichkeit  $\frac{1}{2}$  haben, gilt folglich

$$P(X = n) = \left(\frac{1}{2}\right)^{n-1} \cdot \frac{1}{2} = \frac{1}{2^n}$$

Die Entropie von  $X$  ist daher

$$H(X) = - \sum_{i=1}^{\infty} \frac{1}{2^n} \log \frac{1}{2^n} = - \sum_{i=1}^{\infty} \frac{1}{2^n} \cdot n$$

- a) Mit Hilfe der angegebenen Identität ergibt sich direkt  $H(X) = 2$ .
- b) Wir können  $H(X)$  auch schreiben als  $H(X) = H(\frac{1}{2}, \frac{1}{4}, \frac{1}{8}, \dots)$ . Mit Hilfe der Zerlegungseigenschaft erhalten wir

$$H(X) = H(\frac{1}{2}, \frac{1}{4}, \frac{1}{8}, \dots) = H(\frac{1}{2}, \frac{1}{2}) + \frac{1}{2} H(\frac{1}{2}, \frac{1}{4}, \frac{1}{8}, \dots) = H(\frac{1}{2}, \frac{1}{2}) + \frac{1}{2} H(X).$$

$$\text{Aufösen nach } H(X) \text{ liefert } H(X) = 2H(\frac{1}{2}, \frac{1}{2}) = 2 \cdot 1 = 2.$$

## 2.4

Die Wahrscheinlichkeitsverteilungen der Zufallsvariablen  $S$  und  $T$  können aus den Wahrscheinlichkeitsverteilungen von  $X$  und  $Y$  ( $P_X(i) = P_Y(i) = 1/6$  für alle  $i \in \{1, \dots, 6\}$ ) abgeleitet werden:

$s$	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
$P_S(s)$	$\frac{1}{36}$	$\frac{2}{36}$	$\frac{3}{36}$	$\frac{4}{36}$	$\frac{5}{36}$	$\frac{6}{36}$	$\frac{5}{36}$	$\frac{4}{36}$	$\frac{3}{36}$	$\frac{2}{36}$	$\frac{1}{36}$

$t$	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18
$P_T(t)$	$\frac{1}{36}$	$\frac{1}{36}$	$\frac{2}{36}$	$\frac{2}{36}$	$\frac{3}{36}$	$\frac{3}{36}$	$\frac{3}{36}$	$\frac{3}{36}$	$\frac{3}{36}$	$\frac{3}{36}$	$\frac{3}{36}$	$\frac{2}{36}$	$\frac{2}{36}$	$\frac{1}{36}$	$\frac{1}{36}$	

Es gilt  $H(X, Y) = H(X) + H(Y)$  (da  $X$  und  $Y$  unabhängig sind) und  $H(X) = H(Y) = H(\frac{1}{6}, \frac{1}{6}, \frac{1}{6}, \frac{1}{6}, \frac{1}{6}, \frac{1}{6}) \approx 2.58$ . Aus  $S = X + Y$  und  $Y = S - X$  folgt  $H(X, Y) = H(X, S)$ , denn aus  $X$  und  $Y$  lassen sich  $X$  und  $S$  berechnen und umgekehrt. Analog gilt auch  $H(X, T) = H(X, Y)$ . Mit diesen Überlegungen lassen sich die gefragten Größen einfach berechnen.

- a)  $H(S) = H(\frac{1}{36}, \frac{2}{36}, \frac{3}{36}, \frac{4}{36}, \frac{5}{36}, \frac{6}{36}, \frac{5}{36}, \frac{4}{36}, \frac{3}{36}, \frac{2}{36}, \frac{1}{36}) \approx 3.27$ .
- b)  $H(T) = H(\frac{1}{36}, \frac{1}{36}, \frac{2}{36}, \frac{2}{36}, \frac{3}{36}, \frac{3}{36}, \frac{3}{36}, \frac{3}{36}, \frac{3}{36}, \frac{3}{36}, \frac{2}{36}, \frac{2}{36}, \frac{1}{36}, \frac{1}{36}) \approx 3.89$ .
- c)  $H(X|S) = H(X, S) - H(S) = H(X, Y) - H(S) = 2H(X) - H(S) \approx 1.90$ .
- d)  $I(X; S) = H(X) - H(X|S) \approx 0.69$ .
- e)  $I(Y; S) = I(X; S) \approx 0.69$ .
- f)  $I(X; T) = H(X) - H(X|T) = H(X) - H(X, T) + H(T) = H(X) - H(X, Y) + H(T) = H(X) - 2H(X) + H(T) = H(T) - H(X) \approx 1.31$ .
- g)  $H(S|X) = H(S, X) - H(X) = H(X, Y) - H(X) = H(X) \approx 2.58$ .

## 2.5

Für jedes  $x$  mit  $P_X(x) > 0$  ist  $P_{Y|X=x}(y) = 1$  falls  $y = f(x)$  und  $P_{Y|X=x}(y) = 0$  falls  $y \neq f(x)$ . Die auf  $\{X = x\}$  bedingte Entropie von  $Y$  ist daher  $H(Y|X = x) = H(1, 0) = 0$ . Wegen  $H(Y|X) = E_{P_X}(H(Y|X = x))$  ist damit auch  $H(Y|X) = 0$ . Das ist auch intuitiv klar: Da  $Y$  eine Funktion von  $X$  ist, besteht keine Unsicherheit mehr bzgl. des Werts von  $Y$  sobald der von  $X$  bekannt ist.

Nehmen wir nun an, dass  $H(Y|X) = 0$  gilt. Dann ist für jedes  $x$  mit  $P(x) > 0$  die bedingte Entropie  $H(Y|X = x) = 0$ , und daher gibt es ein eindeutig bestimmtes  $y =: f(x)$ , so dass  $P_{Y|X=x}(y) = 1$  gilt (siehe Vorlesung). Mit der so definierten Funktion  $f$  betrachten wir die Menge  $f(X(\Omega)) = \{y \mid \exists x : y = f(x)\}$ . Es gilt

$$\begin{aligned}
 P_Y(f(X(\Omega))) &= \sum_{y \in f(X(\Omega))} P_Y(y) \\
 &= \sum_{x, P_X(x) > 0} P_X(x) \sum_{y \in f(X(\Omega))} P_{Y|X=x}(y) \\
 &= \sum_{x, P_X(x) > 0} P_X(x) \\
 &= 1.
 \end{aligned}$$

Folglich gibt es für jedes  $y$  mit  $P_Y(y) > 0$  ein  $x$ , so dass  $y = f(x)$ .

Eine nötige und hinreichende Bedingung für  $H(Y|X) = 0$  ist deswegen die Existenz einer Funktion  $f : \mathcal{X} \rightarrow \mathcal{Y}$ , so dass für jedes  $y \in \mathcal{Y}$  mit  $P_Y(y) > 0$  ein  $x \in \mathcal{X}$  existiert, so dass  $y = f(x)$  ist. (Genau genommen ist diese Bedingung schwächer als die im ersten Teil geforderte Bedingung  $Y = f(X)$ ; es ist aber leicht zu sehen, dass sie ebenfalls  $H(Y|X) = 0$  impliziert.)

## 2.6

$I(X; Y) = 0$  impliziert wegen  $I(X; Y) = H(X) - H(X|Y) = H(Y) - H(Y|X)$ , dass

$$H(X|Y) = H(X) \quad \text{und} \quad H(Y|X) = H(Y),$$

d.h. die Kenntnis des Wertes einer der Zufallsvariablen reduziert nicht die Unsicherheit des Wertes der anderen. Mit der Kettenregel  $H(X, Y) = H(X) + H(Y|X)$  folgt weiter

$$H(X, Y) = H(X) + H(Y),$$

d.h. die Unsicherheit über den Wert von  $(X, Y)$  ist die Summe der Unsicherheiten bzgl. der Werte von  $X$  und  $Y$ .

## 2.7

Die gegenseitige Information zweier Zufallsvariablen  $X$  und  $Y$  ist gegeben durch

$$\begin{aligned} I(X; Y) &= - \sum_{x,y} P_{XY}(x, y) \log \frac{P_X(x)P_Y(y)}{P_{XY}(x, y)} \\ &= D_{KL}(P_{XY} \| P_X P_Y), \end{aligned}$$

d.h. sie ist gleich der Kullback-Leibler-Divergenz zwischen der gemeinsamen Verteilung  $P_{XY}$  und  $P_X P_Y$ , dem Produkt der Marginalverteilungen von  $X$  und  $Y$ .

## 2.8

Die folgende Rechnung verallgemeinert den Beweis von  $I(X; Y) \geq 0$  aus der Vorlesung. Es gilt

$$\begin{aligned} D_{KL}(P \| Q) &= - \sum_x P(x) \log \frac{Q(x)}{P(x)} \\ &= E_P \left( - \log \frac{Q}{P} \right) \\ &\geq - \log \left( E_P \frac{Q}{P} \right) \\ &= 0, \end{aligned}$$

wobei wir die Jensen-Ungleichung und die Konvexität der Funktion  $z \mapsto -\log z$  verwendet haben. Da diese Funktion sogar *strikt* konvex ist, kann Gleichheit nur eintreten, wenn  $-\log \frac{Q}{P}$  gleich einer Konstanten ist; da  $P$  und  $Q$  Verteilungen sind, muss diese Konstante gleich 1 sein, d.h.  $P = Q$ .

## 2.9

Wir können z.B. die Verteilungen  $P(0) = \frac{1}{4}$ ,  $P(1) = \frac{3}{4}$  und  $Q(0) = Q(1) = \frac{1}{2}$  wählen. Für diese gilt

$$D_{KL}(P \| Q) = \frac{1}{4} \log \frac{1}{2} + \frac{3}{4} \log \frac{3}{2} = \frac{1}{4} \log \left( \frac{1}{2} \cdot \left( \frac{3}{2} \right)^3 \right) = \frac{1}{4} \log \frac{27}{16}$$

und

$$D_{KL}(Q \| P) = \frac{1}{2} \log 2 + \frac{1}{2} \log \frac{2}{3} = \frac{1}{4} \log 2^2 + \frac{1}{4} \log \left( \frac{2}{3} \right)^2 = \frac{1}{4} \log \frac{16}{9}.$$