

Serie 5

Tobias Reincke
Matrikelnummer: 218203884

January 9, 2020

Aufgabe 15:

a)

$$\Omega = \{(w_1, w_2, w_3) | w_1, w_2, w_3 \in \{1, \dots, 6\}\}$$

$$\mathbb{P} := \mathbb{U}_\Omega$$

$W_1, W_2, W_3 \in \mathbb{A}$ mit $W_i = x$ bedeutet, dass im i -ten Wurf wurde x gewürfelt.

b)

Die insgesamt Anzahl an Kombinationen ist: 6^3

Die Mächtigkeit von A beträgt für 6 * jede valide Kombination von w_1 und w_2 (da w_3 beliebig gewählt werden kann. Die Anzahl von validen Kombinationen lässt sich durch folgende Summe darstellen. ($1 \cdot 2 ; 1 \cdot 3 , \dots , 2 \cdot 3 , \dots , 5 \cdot 6$)

$$\frac{|A|}{6} = \sum_{i=0}^6 6 - i = \sum_{i=1}^5 i = \frac{5 * (5 + 1)}{2} = \frac{30}{2} = 15 \rightarrow P(A) = \frac{|A|}{6^3} = \frac{90}{6^3}$$

Dasselbe analog für B und $P(B)$ indem man w_2 und w_3 tauscht. Zum Durchschnitt von A und B :

$$\{(1,2,2), (1,2,3), (1,3,2), \dots\}$$

Habe es hier einfach ausgerechnet:

$w_1 < w_2 < w_3$ & $w_1 < w_3 < w_2$ sind equivalent in Größe, da einfach w_2 und w_3 vertauschen zum jeweils anderen Ergebnis führt..

$$|A \cap B| = |\{(w_1, w_2, w_3) | w_1 < w_2 < w_3 \wedge w_1 < w_3 < w_2 \wedge w_1 < w_2 = w_3\}|$$

$$= 2 \sum_{k=1}^6 (k-1) * (6-k) + \sum_{k=1}^6 6-k = 2 \sum_{k=1}^6 k * (5-k) + \sum_{k=1}^5 k$$

$$\begin{aligned}
&= 2 \sum_{k=1}^5 (k * 5) - k * k + 15 = 2 * (5 * (\frac{5 * (5 + 1)}{2}) - \frac{5(5 + 1)(2 * 5 + 1)}{6}) + 15 = 2(15 * 5 - 5 * 11) + 15 \\
&= 2(75 - 55) + 15 = 2 * 20 + 15 = 45
\end{aligned}$$

Wird auch durch nachzählen erreicht

$$P(A|B) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)} = \frac{\frac{45}{6^3}}{\frac{90}{6^3}} = \frac{1}{2} \neq P(A)$$

→ P(A) und P(B) sind nicht von einander unabhängig. Das Ergebnis bedeutet, dass sich A und B in der Hälfte der Ergebnisse schneiden, was auch logisch erklingt, da genauso viele Kombinationen wie in A zu $A \cap B$ gehören wie auch nicht.

c)

x=W1

6 * 1/6 mal da jedes w2 und w3 funktioniert

$$P(X=x) = \frac{1}{6} * \frac{6}{6} * \frac{6}{6} = \frac{1}{6}$$

Y=W2

6 * 1/6 mal da jedes w1 und w3 funktioniert

$$P(Y=y) = \frac{6}{6} * \frac{1}{6} * \frac{6}{6} = \frac{1}{6}$$

Irgendwie sehr offensichtlich.

$X \cap Y = (w1, w2, w3 \mid w1 = x, w2 = y)$

$$P(X=x, Y=y) = \frac{1}{6} * \frac{1}{6} * \frac{6}{6} = \frac{1}{36} = P(X \cap Y)$$

$$P(X | Y) = \frac{P(X \cap Y)}{P(Y)} = \frac{\frac{1}{36}}{\frac{1}{6}} = \frac{1}{6} = P(X) \rightarrow X \text{ und } Y \text{ sind unabhängig.}$$

Wer hätte es gedacht.

d)

$S = w1 + w2 + w3 \wedge (w1, w2, w3) \in \Omega \rightarrow S \in \{3, \dots, 18\}$

S	=	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18
#K _S		1	3	6	10	15	21	25	27	27	25	21	15	10	6	3	1

#K_S = Anzahl Kombinationen

$$P(S=x) = \frac{\#K_S(x)}{6^3}$$

M = 1 2 3 4 5 6

#K_M = 1 7 19 37 61 91

#K_M = Anzahl Kombinationen

$$P(M=x) = \frac{\#K_M(x)}{6^3} \quad P(S=3 \cap M=1) = P(\{1,1,1\}) = \frac{1}{216} \neq P(M=1)P(S=3)$$

Aufgabe 16:

a)

$$\begin{aligned} \frac{F(Y > s+t) \wedge F(Y > s)}{F(Y > s)} &= \frac{F(Y > s+t)}{F(Y > s)} \\ &= \begin{cases} \frac{e^{-\mu(s+t)y}}{e^{-\mu sy}} & s+t > 0 \wedge s > 0 \\ 0 & s+t \leq 0 \wedge s \leq 0 \end{cases} \\ &= \begin{cases} e^{-\mu ty} & s+t > 0 \wedge s > 0 \\ 0 & s+t \leq 0 \wedge s \leq 0 \end{cases} \\ &= F(Y > t) \end{aligned}$$

b)

$$\begin{aligned} \min X_i > t &\rightarrow \min(X_1, \dots, X_n) > t \rightarrow \bar{F}_X = \mathbb{P}(\min(X_1, \dots, X_n) > t) = \\ &\mathbb{P}(X_1 > t, \dots, X_n > t) \\ &= \mathbb{P}(X_1 > t) \mathbb{P}(X_2 > t) \dots \mathbb{P}(X_n > t) \\ &= \bar{F}_1 \cdot \bar{F}_1 \cdot \dots \cdot \bar{F}_n \end{aligned}$$

0.1 c)

$$Y = \min\{X_1, \dots, X_n\} = F_Y(x) = \mathbb{P}(Y \leq x) = 1 - \mathbb{P}(Y > x)$$

Identität Aufgabe b

$$= 1 - \prod_{i \in \{1, \dots, n\}} \mathbb{P}(X_i > x)$$

$$\mathbb{P}(X_i > x) = 1 - \mathbb{P}(X_i \leq x) = 1 - (1 - e^{-\lambda x}) = e^{-\lambda x}$$

$$\rightarrow 1 - \prod_{i \in \{1, \dots, n\}} \mathbb{P}(X_i) = 1 - \prod_{i \in \{1, \dots, n\}} e^{-\lambda x}$$

$$\rightarrow F_Y(x) = 1 - e^{-\lambda x n} \mathbf{1}_{(0, \inf)(x)}$$

Aufgabe 17

a) Poissonverteilung

Sei \mathbb{R}

$$E(X) = \sum_{x \in \mathbb{R}} x P(X = x) = x \frac{\lambda^x e^{-\lambda}}{x!} = \sum_0^\infty x e^{-\lambda} \lambda^x \frac{1}{x!} = \sum_1^\infty x e^{-\lambda} \lambda^x \frac{1}{x!}$$

Ersetze x durch $y := x-1$

$$\begin{aligned} &= \sum_0^\infty (y+1) e^{-\lambda} \lambda^{y+1} \frac{1}{(y+1)!} = \sum_0^\infty (y+1) e^{-\lambda} \lambda^y \lambda \frac{1}{(y+1)!} = \sum_0^\infty (y+1) e^{-\lambda} \lambda^y \lambda \frac{1}{(y+1)y!} \\ &= \lambda \sum_0^\infty e^{-\lambda} \lambda^y \frac{1}{y!} = \lambda \sum_0^\infty P(Y = y) = \lambda \end{aligned}$$

$$\text{Var}(X) = E(X^2) - E(X)^2 \rightarrow E(X^2) = \text{Var}(X) + E(X)^2 = \lambda + \lambda^2$$

b) Exponentialverteilung

Die Verteilung ist immer null für Werte kleiner 0, daher das Integral über 0 bis ∞
Normaler Erwartungswert für stetige Funktionen mit Dichte $f_X(x) = \lambda e^{-\lambda x}$

$$\int_0^{\infty} x f_X(x) dx = \int_0^{\infty} x \lambda e^{-\lambda x} dx$$

Es gilt: (partielle Integration)

$$\int_a^b u(x) v'(x) dx = [u(x) v(x)]_a^b - \int_a^b u'(x) v(x) dx \wedge u(x) = x \wedge v'(x) = \lambda e^{-\lambda x}$$

Außerdem: $e^{\lambda x} = e^{x^\lambda}$

Setze ein :

$$[-x e^{-\lambda x}]_0^{\infty} + \int_0^{\infty} 1 e^{-\lambda x} dx = (0 - 0) + [-\frac{1}{\lambda} e^{-\lambda x}]_0^{\infty} = 0 + (0 - -\frac{e^0}{\lambda}) = 0 + (0 + \frac{1}{\lambda}) = \frac{1}{\lambda}$$

$$\text{Var}(X) = E(X^2) - E(X)^2 \rightarrow E(X^2) = \text{Var}(X) + E(X)^2 = \frac{1}{\lambda^2} + \frac{1}{\lambda^2}$$

c) diskrete Gleichverteilung

$$E(X) = \sum_i x_i \cdot P(X = x_i)$$

n sei die Mächtigkeit der Ergebnismenge ($\Omega = \{1, \dots, n\}$) bzw. die Menge aller x_i

$$= \sum_i x_i \cdot \frac{1}{n} = \frac{1}{n} \cdot \sum_i x_i = \frac{1}{n} \cdot \frac{n \cdot (n+1)}{2} = \frac{n+1}{2}$$

$$E(X^2) = \frac{1}{n} P(X^2 = x^2) = \frac{1}{n} \sum_i x_i^2 = \frac{n(n+1)(2n+1)}{6n} = \frac{(n+1)(2n+1)}{6}$$

0.2 d) stetige Gleichverteilung

$$E(X) = \int_{-\infty}^{\infty} x f(x) dx = \int_a^b x \frac{1}{b-a} dx$$

Da $f(x)$ außerhalb $[a, b]$ 0 ergibt.

$$= \frac{1}{b-a} [\frac{1}{2} x^2]_a^b = \frac{b^2 - a^2}{2(b-a)} = \frac{(b-a)(b+a)}{2(b-a)} = \frac{b+a}{2}$$

$$E(X^2) = \int_{-\infty}^{\infty} x^2 f(x) dx = \frac{1}{b-a} \int_a^b x^2 dx = \frac{1}{b-a} [\frac{1}{3} x^3]_a^b = \frac{b^3 - a^3}{3(b-a)} = \frac{1}{3} (a^2 + ab + b^2)$$