

# Alternativ Lösung zu Aufgabe 1

Der Wertebereich von  $X$  ist  $\mathcal{N}$

Der Wertebereich von  $Y$  ist  $\mathcal{N}_0$

$$2) \mu_X(\{k\}) = \left(\frac{5}{6}\right)^{k-1} \cdot \frac{1}{6}$$

$$\mu_Y(\{k\}) = \left(\frac{5}{6}\right)^k \cdot \frac{1}{6}$$

Prüfe ob  $\mu_X$  und  $\mu_Y$  auf ihren Messräumen  $(\mathcal{N}, 2^{\mathcal{N}})$  bzw.  $(\mathcal{N}_0, 2^{\mathcal{N}_0})$   $\omega$ -Maße sind:

$$\begin{aligned} \sum_{k=1}^{\infty} \mu_X(\{k\}) &= \sum_{k=1}^{\infty} \left(\frac{5}{6}\right)^{k-1} \cdot \frac{1}{6} = \sum_{k=0}^{\infty} \left(\frac{5}{6}\right)^k \cdot \frac{1}{6} = \sum_{k=0}^{\infty} \mu_Y(\{k\}) \\ &= \frac{1}{6} \cdot \frac{1}{1-\frac{5}{6}} = 1 \quad \checkmark \end{aligned}$$

b) (siehe Seite 2), oder

Wir bemerken  $X \neq Y \text{ auf } \Omega \quad \forall \omega \in \Omega$

$$P(\{X=k\} | \mathcal{F}_Y = \mathcal{G}\}) = \frac{P(\{X=k\} \cap \{Y=j\})}{P(\{Y=j\})}$$

$$= 0 \quad \text{falls } k \neq j+1$$

$$\frac{P(\{X=j+1\} \cap \{Y=j\})}{P(\{Y=j\})} = \frac{P(\{X-1=j\} \cap \{Y=j\})}{P(\{Y=j\})}$$

$$= \frac{P(\{Y=j\})}{P(\{Y=j\})} = 1 \quad \text{falls } k=j+1$$

c)  $E[X-Y] = E[1 \cdot \mathbb{1}_{\Omega}] = 1$   
(Für 1b.1a) vgl. Anhang I Seite 1

b) Es gilt:  $P(\{X=k\} | \{Y=j\}) = \frac{P(\{X=k\} \cap \{Y=j\})}{P(\{Y=j\})} = (*)$

darin: 1. Fall:  $\boxed{j = k-1}$  (Die letzte Stelle  $j$  bevor zum ersten Mal die 2 kommt ist genau die  $k-1$  Stelle bevor die 2 an Stelle  $k$  erscheint! Mit anderen Worten, für  $j = k-1$

$$X^{-1}(\{k-1\}) = Y^{-1}(\{j\}) \quad \text{also}$$

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

2. Fall:  $\boxed{j \neq k-1}$  (Hier gilt wegen der Disjunktheit der Urbildmengen  $(X^{-1}(\{k\}))$

$$\forall k \in \mathbb{N} \cup \{0\} \text{ und } Y^{-1}(\{j\}) \quad \forall j \in \mathbb{N} \cup \{0\})$$

$$(*) = \frac{P(\emptyset)}{P(\{Y=j\})} = 0$$

c) Streng genommen muß hier zum Wertebereich von  $X$  die 0 hinzugenommen werden. Dies erfolgt formal, indem man  $\mu_X(\{0\}) := 0$  als zusätzliche Nullmenge hinzunimmt. Nullmengen spielen bei der Betrachtung von Erwartungswerten keine Rolle. Da aber auch Werte 0 bei der Betrachtung von Erwartungswerten weggelassen ist, ist dieses Vorgehen recht umständlich und kann weggelassen werden.

$$E(X-Y) = E(X) - E(Y) = \sum_{k=1}^{\infty} k \left( \frac{1}{6} \cdot \left( \frac{5}{6} \right)^{k-1} \right) - \sum_{k=0}^{\infty} k \left( \frac{1}{6} \left( \frac{5}{6} \right)^k \right)$$

$$= \frac{1}{6} \cdot \left[ \sum_{k=0}^{\infty} (k+1) \left( \frac{5}{6} \right)^k - \sum_{k=1}^{\infty} k \left( \frac{5}{6} \right)^k \right] =$$

$$= \frac{1}{6} \left[ \sum_{k=1}^{\infty} k \left( \frac{5}{6} \right)^k + \sum_{k=0}^{\infty} \left( \frac{5}{6} \right)^k - \sum_{k=1}^{\infty} k \left( \frac{5}{6} \right)^k \right] =$$

$$= \frac{1}{6} \cdot \frac{1}{1 - \frac{5}{6}} = 1$$

Aufg 2

Die Sender bitten zusammen 100% der Info  
Information weiter wobei:

$$P(\text{"A leitet weiter"}) = 20\% = P(\text{"B leitet weiter"})$$

$$P(\text{"C leitet weiter"}) = 30\% = P(\text{"D leitet weiter"})$$

Weiter gilt:

$$P(\text{"Info kommt nicht an"} \mid \text{"A leitet weiter"}) = \frac{1}{8}$$

$$P(\text{"Info kommt nicht an"} \mid \text{"B leitet weiter"}) = \frac{1}{8}$$

$$P(\text{"Info kommt nicht an"} \mid \text{"C leitet weiter"}) = \frac{1}{4}$$

$$P(\text{"Info kommt nicht an"} \mid \text{"D leitet weiter"}) = \frac{1}{4}$$

$\Rightarrow$  mit Satz von der totalen Wahrscheinlichkeit:

$$P(\text{"Info kommt nicht an"}) =$$

$$P(\text{"Info kommt nicht an"} \mid \text{"A leitet weiter"}) \cdot P(\text{"A leitet weiter"})$$

$$+ P(\text{"Info kommt nicht an"} \mid \text{"B leitet weiter"}) \cdot P(\text{"B leitet weiter"})$$

$$+ P(\text{"Info kommt nicht an"} \mid \text{"C leitet weiter"}) \cdot P(\text{"C leitet weiter"})$$

$$+ P(\text{"Info kommt nicht an"} \mid \text{"D leitet weiter"}) \cdot P(\text{"D leitet weiter"}) =$$

$$\frac{1}{8} \cdot \frac{1}{5} + \frac{1}{8} \cdot \frac{1}{5} + \frac{1}{4} \cdot 0,3 + \frac{1}{4} \cdot 0,3 = \frac{13}{20}$$

$\Rightarrow$  mit Satz von Bayes:

$$P(\text{"A leitet weiter"} \mid \text{"Info kommt nicht an"}) =$$

$$\frac{P(\text{"Info kommt nicht an"} \mid \text{"A leitet weiter"}) \cdot P(\text{"A leitet weiter"})}{P(\text{"Info kommt nicht an"})}$$

$$= \frac{1}{8} \cdot \frac{\frac{1}{5}}{\frac{13}{20}} = \frac{20}{8 \cdot 5 \cdot 13} = \frac{1}{26} \quad \square$$

$\hat{=}$  Wahrscheinlichkeit, dass A der verantwortliche Sender war, unter der Bedingung, dass die Info nicht ankam.



Aufg 3

$X \sim \text{Pois}(2)$  also  $P(X=k) = \frac{2^k}{k!} e^{-2}$

$$\begin{aligned} \text{a) } E(X) &= \sum_{k=0}^{\infty} k \cdot \frac{2^k}{k!} e^{-2} = 2 \cdot e^{-2} \sum_{k=1}^{\infty} \frac{2^{k-1}}{(k-1)!} = \\ &= 2 \cdot e^{-2} \sum_{k=0}^{\infty} \frac{2^k}{k!} = 2 \cdot e^{-2} \cdot e^2 = 2 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{b) } V(X) &= E(X^2) - (E(X))^2 = \sum_{k=0}^{\infty} k^2 \frac{2^k}{k!} e^{-2} - 4 = \\ &= \sum_{k=0}^{\infty} k(k-1+1) \frac{2^k}{k!} e^{-2} - 4 = \sum_{k=0}^{\infty} k(k-1) \frac{2^k}{k!} e^{-2} + \underbrace{\sum_{k=0}^{\infty} k \frac{2^k}{k!} e^{-2}}_{E(X)} - 4 \\ &= 4e^{-2} \sum_{k=2}^{\infty} \frac{2^{k-2}}{(k-2)!} - 2 = \\ &= 4 - 2 = 2 \end{aligned}$$

c) Es gilt mit Hilfe der Tschebyschow-Ungleichung

$$\text{also } P(\{|X - E(X)| > 4\}) \leq \frac{1}{4^2} V(X) = \frac{2}{16} = \frac{1}{8}$$

Aufg 4

(vgl. Aufg 1)  $(\Omega, 2^\Omega, P) := (\{1-6\}^{\mathbb{N}}, 2^{\{1-6\}^{\mathbb{N}}}, \otimes_{i \in \mathbb{N}} \mu_i)$

(Sei  $k \in \mathbb{N}$  der bestimmte Wurf ab dem die 2 nicht mehr vorkommt)

$A_n^k := \{\omega \in \Omega \mid \omega_i \neq 2 \forall i \in \{n, n+1, \dots\}\} \quad (n \geq k) \Rightarrow$

$A_n^k \supseteq A_{n+1}^k \quad \forall n \geq k$  eine kontrahierende Mengenfolge.

Ferner gilt:  $P(A_n^k) = (\frac{5}{6})^{n-k} \quad \forall n \geq k$ . Wegen der Stetigkeit von Wahrscheinlichkeitsmaßen gilt für

$A^k := \bigcap_{n \in \mathbb{N}} A_n^k$  ( $A^k$  ist also die Menge der Versuchsausgänge die ab dem  $k$ ten Wurf keine 2 mehr enthalten)

$$\Rightarrow P(A^k) = \lim_{n \rightarrow \infty} P(A_n^k) = \lim_{n \rightarrow \infty} (\frac{5}{6})^{n-k} = 0 \quad \forall k \in \mathbb{N}$$

Als abz. Vereinigung von Nullmengen gilt  $P(\bigcup_{k \in \mathbb{N}} A^k) = 0$

# Anhang - I

Veranstaltung: Einführung in die Statistik  
Sommersemester (19.01.2011)

## Aufg 1 (Die zwei Versionen der geometrischen Verteilung)

Definiere Wahrscheinlichkeitsraum:

$$(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P}) := \left( \{1-6\}^{\mathbb{N}}, 2^{\{1-6\}^{\mathbb{N}}}, \bigotimes_{i \in \mathbb{N}} \mu_i \right)$$

mit  $\mu_i$  die Gleichverteilung auf  $\{1-6\}$

Dies ist der W-Raum des unendlichfachen fairen Würfelwurfs. Definiere ferner die Zufallsvariablen

1)  $X: \Omega \rightarrow \mathbb{N}_0 \cup \{\infty\}$   $X$  ordnet einem Versuchsausgang

$\omega \in \Omega$  die Position zu auf der zum ersten Mal eine 2 steht. Da unendlich viele Versuchsausgänge möglich sind, ist  $X = \infty$  für alle  $\omega \in \Omega$  mit  $\omega_i \neq 2$  für alle  $i \in \mathbb{N}$

$X = 0$  für alle  $\omega \in \Omega$  mit  $\omega_1 = 2$

$$\mu_X(\{\infty\}) = \mathbb{P}(X = \infty) = \lim_{k \rightarrow \infty} \left(\frac{5}{6}\right)^k = 0$$

$$\mu_X(\{k\}) = \mathbb{P}(X = k) = \left(\frac{5}{6}\right)^{k-1} \cdot \frac{1}{6} \quad (\text{geom. Vert. Version I})$$

2)  $Y: \Omega \rightarrow \mathbb{N}_0 \cup \{\infty\}$   $Y$  ordnet einem Versuchsausgang

$\omega \in \Omega$  die letzte Position zu bevor zum ersten Mal eine 2 erscheint, insbesondere also

$$Y(\omega) = 0 \quad \text{für alle } \omega \in \Omega \text{ mit } \omega_1 = 2 \quad \text{und}$$

$$Y(\omega) = \infty \quad \text{für alle } \omega \in \Omega \text{ mit } \omega_i \neq 2 \quad \text{für alle } i \in \mathbb{N}$$

$$\mu_Y(\{\infty\}) = \mathbb{P}(Y = \infty) = \lim_{k \rightarrow \infty} \left(\frac{5}{6}\right)^k = 0$$

Bemerkung:  $\{0, \dots, k-1, \infty\}$  ist eine  $\mu_X$ - und  $\mu_Y$ -Mittelmenge

$$\mu_Y(\{k\}) = \left(\frac{5}{6}\right)^k \cdot \frac{1}{6} \quad (\text{geom. Vert. Version II})$$

Beachte Die Wertebereiche von  $X$  und  $Y$  sind verschieden.

(vgl. Anhang I)