

## Blatt 1

### T1

$$\begin{aligned}\Pr[ABC] &= 1/3 \\ \Pr[ACB] &= 0 \\ \Pr[BAC] &= 0 \\ \Pr[BCA] &= 1/3 \\ \Pr[CAB] &= 1/3 \\ \Pr[CBA] &= 0\end{aligned}$$

### T2

$$\begin{aligned}\Pr[\text{Agathe gewinnt}] &= \Pr[\text{Zahl kommt bei ungeradem Wurf}] = \sum_{i=1}^{\infty} p^{i-1} * (1-p) \\ &= (1-p) * \sum_{i=0}^{\infty} p^i \\ &= (1-p) * \frac{p}{1-p} \\ &= p\end{aligned}$$

Anwendung der Konvergenz der geometrischen Reihe gegen  $\frac{p}{1-p}$  für  $|p| < 1$ .

$$\Pr[\text{Balthasar gewinnt}] = 1 - \Pr[\text{Agathe gewinnt}] = 1 - p$$

Das Spiel ist genau dann fair, wenn  $p = 1 - p \Leftrightarrow p = 0.5$ .

### T3

#### (a)

Die Wahrscheinlichkeit, dass der  $i$ -te Blaubeermuffin keine Blaubeere enthält, ist  $(\frac{m-1}{m})^n$ , also die Wahrscheinlichkeit, dass für jede Blaubeere ein Muffin gewählt wird, der nicht der  $i$ -te ist.

#### (b)

$$\begin{aligned}\Pr[\text{Alle echt}] &= 1 - \Pr[\text{Mindestens einer nicht echt}] \\ &= 1 - \Pr[\bigcup_{i=1}^m \text{i nicht echt}] \\ &= 1 - (m * (\frac{m-1}{m})^n - \text{m over } 2 * (\frac{m-2}{m})^n + \text{m over } 3 * (\frac{m-3}{m})^n - \dots \\ &= 1 - (\sum_{i=1}^m (-1)^{i+1} * \text{m over } i * (\frac{m-i}{m})^n)\end{aligned}$$

(c)

Using Klong.

```
.l(" nstat")
ame:: { [ n m];m::x;n::y;1-+/{((-1)^1+x)*kc(x;m)*((m-x)%m)^n}'1+!m}
{ame(6;x)<0.9}{x+1}:~0
```

23

## H1

(a)

Using Klong.

```
#flr ({(0=x!4)|0=x!9};1+!150)
```

49

$$\frac{49}{150} \approx 32.67\%$$

(b)

Falls die Quersumme größer als 3 ist, kann keine der Ziffern größer als 3 sein. Damit kommen nur die Zahlen 1, 2, 3, 10, 11, 12, 20, 21, 30, 100, 101, 102, 110, 111 und 120 in Frage, insgesamt 16 Zahlen.

$$\frac{16}{150} \approx 10.67\%$$

## H2

$$\Pr[E_n] = \begin{cases} \frac{2}{3} * \frac{1}{2^n} & \text{falls } n \text{ gerade} \\ \frac{1}{3} * \frac{1}{2^n} & \text{falls } n \text{ ungerade} \end{cases}$$

Begründung:  $\frac{2}{3} * \frac{1}{2^n} = 2 * \frac{1}{3} * \frac{1}{2^n}$ , und  $\frac{1}{3} * \frac{1}{2^n} + \frac{2}{3} * \frac{1}{2^n} = \frac{1}{2^n}$ .  
Da alle Ereignisse disjunkt sind, kann man einfach addieren und sieht:

$$\Pr[\bigcup_{n \in \mathbb{N}} E_n] = \sum_{n \in \mathbb{N}} \frac{1}{2^n} = 1$$

## H3

$$\begin{aligned} & \Pr[\text{keiner bekommt seine eigene Abgabe}] = \\ & 1 - \Pr[\text{irgendeiner bekommt seine eigene Abgabe}] = \\ & 1 - \bigcup_{n \in S} \Pr[n \text{ kriegt seine eigene Abgabe}] = \\ & 1 - \left( \sum_{i=1}^n \frac{1}{n} - \sum_{1 \leq i_1 \leq i_2 \leq n} \frac{1}{n} * \frac{1}{n-1} + \sum \dots \right) = \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
1 - (n * \frac{1}{n} - n \text{ over } 2 * \frac{(n-2)!}{n!} + n \text{ over } 3 * \frac{(n-3)!}{n!} \dots) = \\
1 - (\sum_{k=1}^n (-1)^k \frac{(n-k)!}{n!} n \text{ over } k) = \\
1 - (\sum_{k=1}^n (-1)^k \frac{(n-k)!}{n!} * \frac{n!}{(n-k)! * k!}) = \\
1 - (\sum_{k=1}^n (-1)^k \frac{1}{k!}) = \\
1 - \sum_{k=1}^n \frac{(-1)^k}{k!}
\end{aligned}$$

Für  $n \rightarrow \infty$  gilt  $\lim_{n \rightarrow \infty} 1 - \sum_{k=1}^n \frac{(-1)^k}{k!} = 1 - e^{-1} = 1 - \frac{1}{e}$ .

Die Wahrscheinlichkeit, dass keiner der unendlich vielen Studierenden sein eigenes Blatt zurückbekommt, ist also  $1 - \frac{1}{e} \approx 0.632$ .

## H4

### (a)

Annahme: Wenn hier "in die  $n$ -te U-Bahn" geschrieben wird, ist damit gemeint, dass sie in alle vorher nicht einsteigen konnte, man berechnet also die Wahrscheinlichkeit, dass sie "genau in die  $n$ -te U-Bahn" einsteigt.

$$\Pr[\text{Agathe kann in die } n\text{-te U-Bahn einsteigen}] = \frac{1}{n * (n+1)}$$

### (b)

$$\begin{aligned}
\Pr[\text{Agathe steigt spätestens in die } n\text{-te U-Bahn ein}] = \\
1 - \Pr[\text{Agathe steigt in die } n+1\text{-ste U-bahn ein}] = 1 - \frac{1}{n+1}
\end{aligned}$$