

## 5. Übungsblatt „Algorithmische Mathematik II“

Abgabe bis Dienstag, 14 Uhr, in der Mathematikbibliothek (LWK)

---

### 1. (Tom Bayes in Bandrika)

Tom Bayes befindet sich auf seiner Bandrika-Reise genau in der Situation, wie Sie in *Aufgabe 1 vom 4. Übungsblatt*. Im Gegensatz zu Ihnen geht er jedoch davon aus, dass die Antwort Osten mit Wahrscheinlichkeit  $\varepsilon$  korrekt ist. Zeigen Sie:

- Egal welche Antwort Tom auf seine erste Frage bekommt, glaubt er weiterhin, dass die Antwort Osten mit Wahrscheinlichkeit  $\varepsilon$  richtig ist.
- Sind die ersten beiden Antworten identisch (OO oder WW), so glaubt Tom, dass die Antwort Osten mit Wahrscheinlichkeit  $\varepsilon$  richtig ist.
- Nach drei gleichen Antworten beurteilt Tom die Situation folgendermaßen:

$$P[\text{Osten ist korrekt} \mid \text{OOO}] = \frac{9\varepsilon}{11 - 2\varepsilon}, \quad P[\text{Osten ist korrekt} \mid \text{WWW}] = \frac{11\varepsilon}{9 + 2\varepsilon}$$

Welche Werte ergeben sich für  $\varepsilon = \frac{9}{20}$ ?

### 2. (Geburtenverteilung)

Angenommen, die Anzahl der Geburten an einem Tag in einem Krankenhaus ist Poissonverteilt mit Parameter  $\lambda$ . Weiterhin sei jede Geburt, unabhängig von anderen Geburten und von der Gesamtzahl der Geburten, mit Wahrscheinlichkeit  $p$  ein Junge und mit Wahrscheinlichkeit  $q = 1 - p$  ein Mädchen. Es wird mit  $J$  die Anzahl der Jungen und mit  $M$  die Anzahl der Mädchen bezeichnet.

- Zeigen Sie:

$$P[J = j, M = m] = \frac{(\lambda p)^j e^{-\lambda p}}{j!} \cdot \frac{(\lambda q)^m e^{-\lambda q}}{m!}.$$

- Folgern Sie, dass  $J$  und  $M$  unabhängig und Poissonverteilt mit Parameter  $\lambda p$  bzw.  $\lambda q$  sind.

### 3. (Unabhängigkeit und Zahlentheorie)

Sei  $s > 1$ . Die *Riemannsche Zeta-Funktion* ist definiert durch

$$\zeta(s) := \sum_{n=1}^{\infty} n^{-s}.$$

Sei  $(\Omega, \mathcal{A}, P)$  ein Wahrscheinlichkeitsraum und  $X : \Omega \rightarrow \mathbb{N}$  eine Zufallsvariable mit Werten in  $\mathbb{N}$  und Verteilung

$$P[X = n] = \frac{n^{-s}}{\zeta(s)}.$$

Sei  $E_m$  das Ereignis "X ist teilbar durch m". Zeigen Sie:

- Für alle  $m \in \mathbb{N}$  ist  $P[E_m] = m^{-s}$ .
- Die Ereignisse  $E_p$ , wobei  $p$  eine Primzahl ist, sind unabhängig.
- Berechnen Sie  $P[\bigcap_{p \text{ Primzahl}} E_p^c]$ , und folgern Sie die *Eulersche Formel*

$$\frac{1}{\zeta(s)} = \prod_{p \text{ Primzahl}} \left(1 - \frac{1}{p^s}\right).$$

- Die Wahrscheinlichkeit, dass  $X$  durch keine Quadratzahl außer 1 teilbar ist, beträgt  $1/\zeta(2s)$ .
- \*e) Sei  $Y$  unabhängig von  $X$  mit derselben Verteilung, und sei  $H$  der größte gemeinsame Teiler von  $X$  und  $Y$ . Sei  $B_p$  das Ereignis, dass  $X$  und  $Y$  beide durch  $p$  teilbar sind. Was hat das Ereignis  $\bigcap B_p^c$  mit  $H$  zu tun? Zeigen Sie:

$$P[H = n] = \frac{n^{-2s}}{\zeta(2s)}.$$

### 4. (Ballot Theorem)

- Betrachte einen random walk, der in  $a = 0$  startet. Für  $\lambda \in \mathbb{Z}$  sei

$$T_\lambda(\omega) = \min\{n \in \mathbb{N} \mid S_n(\omega) = \lambda\}.$$

Insbesondere ist  $T_0$  die *erste Rückkehrzeit zum Startpunkt*. Zeigen Sie für  $\lambda > 0$ :

$$P[T_0 > n \text{ und } S_n = \lambda] = P[T_\lambda = n] = \frac{\lambda}{n} P[S_n = \lambda].$$

(Die Aussagen von Aufgabe 4 vom 4. Übungsblatt dürfen vorausgesetzt werden.)

- Bei einer Wahl erhält Kandidat A  $\alpha$  Stimmen und Kandidat B  $\beta$  Stimmen,  $\beta < \alpha$ . Angenommen, die Stimmen werden in "völlig zufälliger" Reihenfolge ausgezählt. Zeigen Sie: Die Wahrscheinlichkeit, dass A während der Stimmenauszählung stets in Führung liegt, ist  $\frac{\alpha-\beta}{\alpha+\beta}$ .

**P. (Simulation von Binomialverteilungen, Abgabe bis 26.5.)**

a) **Direktes Verfahren:**

Definieren Sie eine Mathematica-Funktion **sampleBin[n,p]**, die eine Stichprobe von der Binomialverteilung mit Parametern  $n$  und  $p$  ausgehend von einer Zufallszahl aus  $(0, 1)$  mithilfe des direkten Verfahrens simuliert. Ermitteln Sie mithilfe der Mathematica-Funktion **Timing[ ]** den Zeitaufwand für die Simulation von 1000 Stichproben mithilfe Ihres Verfahrens für  $p = 1/2$  und verschiedene Werte von  $n$  (z.B.  $n = 10, 100, 1000, \dots$ ). Überlegen Sie sich, wie Sie das direkte Verfahren geschickt anwenden können, um auch für große  $n$  bessere Ergebnisse zu erzielen.

b) Seien  $a, b \in \mathbb{Z}$ ,  $a < b$ , und  $p \in (0, 1)$ . Überlegen Sie sich: Ist  $U$  eine auf  $(0, 1)$  gleichverteilte Zufallsvariable, dann ist

$$X := a + \lfloor (b - a + 1) \cdot U \rfloor$$

auf  $\{a, a + 1, \dots, b\}$  gleichverteilt, und

$$X := \lceil \log_{1-p} U \rceil = \lceil -\log_{1/(1-p)} U \rceil$$

geometrisch verteilt mit Parameter  $p$ . Hierbei bezeichnet  $\lceil x \rceil$  den oberen ganzzahligen Anteil von  $x$ .

Definieren Sie eine Mathematica-Funktion **sampleq[λ,a,b]**, die auf effiziente Weise eine Stichprobe von der Wahrscheinlichkeitsverteilung  $Q_{\lambda,a,b}$  auf  $\mathbb{Z}$  mit Gewichten

$$q(k) = \begin{cases} 1/Z & \text{für } a \leq k \leq b \\ e^{-\lambda \cdot (k-b)}/Z & \text{für } k > b \\ e^{-\lambda \cdot (a-k)}/Z & \text{für } k < a \end{cases}$$

erzeugt. Hierbei ist  $\lambda > 0$ , und

$$Z := b - a + 1 + \frac{2}{e^\lambda - 1}$$

die Normierungskonstante, die  $q$  zur Massenfunktion einer Wahrscheinlichkeitsverteilung normiert.

c) **Acceptance-Rejection-Verfahren:**

Die Hauptschwierigkeit bei der Konstruktion eines effizienten AR-Verfahrens zur Simulation der Binomialverteilung ist das Auffinden einer leicht zu simulierenden Referenzverteilung, durch die sich die Binomialverteilung ohne zu große Verluste abschätzen läßt. Dazu verwenden wir die oberen Schranken

$$p_{n,p}(k) \leq \frac{2}{\sqrt{2\pi np(1-p)}} \quad \text{und} \quad p_{n,p}(k) \leq e^{-2(k-np)^2/n} \quad \text{für alle } k = 0, \dots, n$$

für die Gewichte der Binomialverteilung. Die erste Abschätzung folgt aus der Stirlingschen Formel. Überlegen Sie sich, daß die zweite Abschätzung aus der Bernstein-Ungleichung folgt.

Definieren Sie eine Mathematica-Funktion **arsampleBin[n,p]**, die eine Stichprobe von der Binomialverteilung mit Parametern  $n$  und  $p$  mithilfe eines Acceptance-Rejection-Verfahrens mit Referenzverteilung  $Q_{\lambda,a,b}$  erzeugt. Wählen Sie hierbei

$$a = \left\lfloor np - \frac{1}{2}\sqrt{n \log n} \right\rfloor \quad \text{und} \quad b = \left\lceil np + \frac{1}{2}\sqrt{n \log n} \right\rceil.$$

Bestimmen Sie einen geeigneten Wert von  $\lambda$ , sodass sich eine Abschätzung der Massenfunktionen mit einer Konstanten ergibt, die nur langsam in  $n$  wächst. Untersuchen Sie den Zeitaufwand in Abhängigkeit von  $n$  experimentell und theoretisch, und vergleichen Sie mit a).