

## Blatt 7

Prof. Dr. Reinhard Höpfner

Dipl.-Math. Michael Diether

### Aufgabe 1

Nach Definition heißt eine Familie von i.i.d. Zufallsvariablen  $X_1, X_2, \dots$  *symmetrisch stabil mit Index  $\alpha$* , falls gilt

$$\text{für alle } n \geq 1 \text{ gilt: } \mathcal{L}\left(n^{-\frac{1}{\alpha}}(X_1 + \dots + X_n)\right) = \mathcal{L}(X_1).$$

Symmetrisch stabile Verteilungen existieren zu jedem Stabilitätsindex  $\alpha \in (0, 2]$  und besitzen charakteristische Funktionen der Form

$$Ee^{itX} = \int e^{itx} F(dx) = \exp(-c|t|^\alpha), \quad t \in \mathbb{R} \tag{☉}$$

mit Skalierungskonstanten  $c > 0$  (insbesondere ist die Cauchyverteilung symmetrisch stabil zum Index  $\alpha = 1$  und die zentrierte Normalverteilung symmetrisch stabil zum Index  $\alpha = 2$ ). Nach Chambers, Mallows and Stuck (JASA 1976) simuliert man eine nach (☉) mit  $c = 1$  verteilte Zufallsvariable  $X$  folgendermaßen:

1. Es seien  $\Psi$  standard-exponentialverteilt und  $\Phi$  gleichverteilt auf  $(-\frac{\pi}{2}, \frac{\pi}{2})$  unabhängig.
2. Für  $\alpha \neq 1$  leistet

$$\frac{\sin(\alpha\Phi)}{(\cos \Phi)^{\frac{1}{\alpha}}} \left( \frac{\cos((1-\alpha)\Phi)}{\Psi} \right)^{\frac{1-\alpha}{\alpha}} \tag{☉}$$

das Gewünschte.

3. Für  $\alpha = 1$  ist eine Cauchyverteilung mit Skalierungsparameter 1 zu simulieren.

Überzeugen Sie sich für die Fälle  $\alpha = \frac{1}{4}$  und  $\alpha = \frac{3}{4}$  von dieser Methode auf folgende Weise:

- a) Simulieren Sie  $N = 10000$  i.i.d. Zufallszahlen nach (☉). Plotten Sie die empirische charakteristische Funktion zu diesen Beobachtungen, und vergleichen Sie sie mit (☉) für  $c = 1$ .
- b) Ziehen Sie in  $N = 10000$  Simulationsläufen je  $n = 1000$  i.i.d. Zufallszahlen  $X$  nach (☉). Berechnen Sie  $Y := n^{-\frac{1}{\alpha}} \sum_{j=1}^n X_j$  und betrachten Sie ein Histogramm aus  $N$  dieser  $Y$ -Werte. Vergleichen Sie dies mit einem Histogramm aus  $N$  zusätzlich gezogenen  $X$ -Werten.

*Hinweis:* Bei der Berechnung der empirischen charakteristischen Funktionen können Sie getrennt mit Real- und Imaginärteil arbeiten. Zeichnen Sie insbesondere jeweils einen Plot für Real- und Imaginärteil.

### Aufgabe 2

Seien  $m, N \in \mathbb{N}$  und sei  $a : \{1, \dots, N\} \rightarrow \mathbb{R}$  eine monoton wachsende Abbildung. Wir wollen in dieser Aufgabe im Zweistichproben-Lokationsmodell (Umfang der 1. Stichprobe  $m$ , Umfang der 2. Stichprobe  $N - m$ ) die kritischen Werte zu den Rangsummentests der Gestalt

$$S := \sum_{i=1}^m a(R_i), \quad \text{mit } R_j := \sum_{k=1}^N \mathbb{1}_{\{X_k \leq X_j\}}$$

empirisch berechnen; die Nullhypothese lautet also „ $\mathbf{H} : X_1, \dots, X_N \sim F \in \mathcal{F}_c$  i.i.d.“

**Bitte wenden!**

Gehen Sie hierzu folgendermaßen vor:

1. Ziehen Sie eine zufällige Permutation der Menge  $\{1, \dots, N\}$  und berechnen Sie die zugehörigen Ränge, sowie die Teststatistik. Hierbei können die R-Befehle `sample` und `rank` nützlich sein.
2. Wiederholen Sie den ersten Schritt genügend oft und berechnen Sie die kritischen Werte  $c_\alpha$  und  $\gamma_\alpha$  zum Signifikanzniveau  $\alpha$ . Die auf diese Weise ermittelten empirischen kritischen Werte scheinen nur recht langsam zu konvergieren; eine Anzahl von 1.000.000 Wiederholungen liefert jedoch (für unsere Zwecke) brauchbare Approximationen.

Berechnen Sie die kritischen Werte zum Signifikanzniveau  $\alpha = 0,05$  für

- a) den Wilcoxon-Test,  $a(x) = x$ ;
- b) den van der Waerden-Test,  $a(x) = \Phi^{-1}\left(\frac{x}{N+1}\right)$ ;
- c) den Mediantest,  $a(x) = \mathbb{1}_{(\frac{1}{2}, 1]}\left(\frac{x}{N+1}\right)$ .

### Aufgabe 3

Im nichtparametrischen Zweistichproben-Lokationsmodell

$$\mathcal{P} = \left( \mathbb{R}^N, \mathcal{B}(\mathbb{R}^N), \mathcal{P} := \left\{ \bigotimes_{j=1}^m F(\cdot - \Delta) \otimes \bigotimes_{j=m+1}^N F(\cdot) : \Delta \in \mathbb{R}, F \in \mathcal{F}_C \right\} \right)$$

mit  $m = N - m = 10$  betrachten wir zum Niveau  $\alpha = 0,05$  den van-der-Waerden-Test, den Mediantest und den Wilcoxon-Test als Tests für

$$\mathbf{H} : \Delta \leq 0 \quad \text{gegen} \quad \mathbf{K} : \Delta > 0.$$

Erstellen Sie auf jedem der durch

- $F = \mathcal{N}(0, 1)$
- $F = U(0, 1)$
- $F =$  Cauchyverteilung
- $F =$  symmetrisch stabile Verteilung mit Index  $\frac{1}{3}$
- $F =$  Doppelexponentialverteilung mit Lageparameter 0 und Rate 1 (vgl. Blatt 3, Aufg. 1)
- $F =$  Student'sche  $t$ -Verteilung mit 2 bzw. mit 3 Freiheitsgraden

festgelegten eindimensionalen Submodelle von  $\mathcal{P}$  einen vergleichenden Plot der durch Simulation approximativ berechneten Gütefunktionen der drei Tests. Hierbei können Sie die empirisch ermittelten kritischen Werte aus Aufgabe 2 verwenden. Bei der Simulation der stabilen Verteilung folgen Sie dem Vorgehen aus Aufgabe 1.

Was fällt auf?

---

**Abgabe:** Per E-Mail an [dietherm@uni-mainz.de](mailto:dietherm@uni-mainz.de) bis Montag, 18. 7. 2011, 23.59 Uhr