
Theoretische Physik IV: Statistische Physik

(Vorlesung Prof. Dr. J. Timmer, WS 2017/18)

Aufgabenzettel Nr. 7

Abgabe am Freitag, den 1.12.17 nach der Vorlesung. Bitte mehrere Blätter zusammentackern und mit Gruppennummer, Name des Tutors und Ihrem Namen deutlich lesbar beschriften.

Aufgabe 1: Stirlingsche Nährung

(6 Pkt.)

Zeigen Sie, dass die Stirlingsche Nährung

$$\log(n!) \approx n \log(n) - n \quad (1)$$

für große n gilt.

i.) Beweisen Sie durch vollständige Induktion, dass

$$n! = \Gamma(n+1) = \int_0^\infty x^n e^{-x} dx$$

für $n = 0, 1, 2, \dots$ gilt. (2 Pkt.)

ii.) Zeigen Sie, dass

$$n! \approx \sqrt{2\pi n} \left(\frac{n}{e}\right)^n$$

für $n \gg 1$ gilt. *Hinweis:* Führen Sie eine Taylorentwicklung von $\log f(x)$ mit $f(x) = x^n e^{-x}$ um das Maximum von $f(x)$ durch und nutzen Sie Ihr Wissen über die Normierung der Gaußverteilung. (2 Pkt.)

iii.) Leiten Sie aus dem Ergebnis von ii.) die Nährung (1) her. Wie groß ist der relative Fehler der Näherung für $n = 10$, $n = 100$ und $n = 1000$? (2 Pkt.)

Aufgabe 2: Maximum-Likelihood-Schätzer

(6 Pkt.)

Sei $\theta \in U \subseteq \mathbb{R}^p$ ein Parameter und $\phi_\theta : \mathbb{R}^n \rightarrow \mathbb{R}$ für jeden Wert von θ eine Wahrscheinlichkeitsdichte der Zufallsvariablen X_1, \dots, X_n . Dann heißt

$$L : U \ni \theta \longmapsto \phi_\theta(x_1, \dots, x_n)$$

die *Likelihood-Funktion* für die Realisierung $\{x_1, \dots, x_n\}$ der Zufallsvariablen. Entsprechend bezeichnet $l(\theta) = -\ln L(\theta)$ die *Log-Likelihood-Funktion*. Ist $L(\hat{\theta}) = \max_{\theta \in U} L(\theta)$, so heißt $\hat{\theta} \in U$ ein *Maximum-Likelihood-Schätzer* der Realisierung.

Gehen Sie nun von einer poissonverteilten Zufallsgröße X aus, d.h.

$$\phi_\lambda(k) = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}$$

mit dem Parameter λ und möglichen Realisierungen $k = 0, 1, 2, \dots$ von X . Nach n unabhängigen Wiederholungen des Zufallsexperiments erhält man die Realisierungen $\{k_1, \dots, k_n\}$.

i.) Berechnen Sie den Maximum-Likelihood-Schätzer $\hat{\lambda}$ der Realisierung. Warum ist $\hat{\lambda}$ selbst wieder eine Zufallsvariable? *Hinweis:* Benutzen Sie zur Bestimmung von $\hat{\lambda}$ die Log-Likelihood-Funktion. (3 Pkt.)

ii.) Zeigen Sie, dass $\hat{\lambda}$ erwartungstreu ist, d.h. $\langle \hat{\lambda} \rangle = \lambda$ (1 Pkt.)

iii.) Zeigen Sie, dass folgende Beziehungen gelten: (2 Pkt.)

$$\text{Var}(\hat{\lambda}) = \frac{1}{n} \text{Var}(X) = \left\langle \frac{d^2 l(\lambda)}{d\lambda^2} \right\rangle^{-1}.$$

Aufgabe 3: Übergänge zwischen Verteilungen

(7 Pkt.)

Gegeben seien die folgenden Verteilungen

$$B_{p,n}(k) = \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k} \quad (\text{Binomialverteilung})$$

$$P_\lambda(k) = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} \quad (\text{Poissonverteilung})$$

$$G_{\mu,\sigma}(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} \quad (\text{Normalverteilung})$$

Zeigen Sie, dass

- i.) für $X_1 \sim B_{p,n_1}$ und $X_2 \sim B_{p,n_2}$ die Summe $X_1 + X_2 \sim B_{p,n_1+n_2}$ binomialverteilt ist (2 Pkt.)

Hinweis: Vandermonde'sche Identität

- ii.) für $X_1 \sim P_{\lambda_1}$ und $X_2 \sim P_{\lambda_2}$ die Summe $X_1 + X_2 \sim P_{\lambda_1+\lambda_2}$ poissonverteilt ist (2 Pkt.)

Hinweis: Binomischer Lehrsatz

- iii.) die Binomialverteilung für $n \rightarrow \infty$, $p \rightarrow 0$ und $np = \lambda$ in die Poissonverteilung übergeht.

(2 Pkt.) Hinweis: $e^x = \lim_{n \rightarrow \infty} \left(1 + \frac{x}{n}\right)^n$

Warum folgt aus den Teilen i.) und ii.), dass

- iv.) sowohl die Binomialverteilung (für $n \rightarrow \infty$) als auch die Poissonverteilung (für $\lambda \rightarrow \infty$) in die Normalverteilung übergehen? (1 Pkt.)

Aufgabe 4: Zentraler Grenzwertsatz (Computerübung) (8 Extrapunkte)

Betrachten Sie die normierte Summe von N gleichverteilten Zufallsvariablen X_i im Intervall $[-a, a]$:

$$S_N = \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N X_i$$

- i.) Wie müssen Sie a wählen, so dass $\sigma_{X_i}^2 = 1$? Setzen Sie a im Folgenden auf diesen Wert fest. (1 Pkt.)

- ii.) Erzeugen Sie Realisierungen von S_N für $N = 2$ und $N = 5$: Nutzen Sie einen Zufallszahlengenerator, um N gleichverteilte Zufallszahlen aus $[-a, a]$ zu ziehen, summieren Sie diese auf und normieren Sie die Summe mit $\frac{1}{\sqrt{N}}$. Wiederholen Sie diese Prozedur je 10^5 mal und stellen Sie das Ergebnis als Histogramm dar. (3 Pkt.)

- iii.) Vergleichen Sie die gewonnenen Verteilungen mit der Standardnormalverteilung $N(0, 1)$. Plotten Sie die Normalverteilung dazu gemeinsam mit den Histogrammen aus ii.) und beachten Sie, dass Sie entweder die Histogramme normieren oder die Normalverteilung umskalieren müssen. (2 Pkt.)

- iv.) Betrachten Sie nun Zufallsvariablen $Z_i = X_i^2$. Erzeugen Sie Verteilungen für $\tilde{S}_N = \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N X_i^2$, analog zu Aufgabenteil ii.). Um die Verteilungen jeweils zur Standardnormalverteilung $N(0, 1)$ vergleichen zu können verschieben Sie \tilde{S}_N um den Mittelwert und teilen Sie durch die Standardabweichung. Welchen Unterschied können Sie im Vergleich zu iii.) erkennen? (2 Pkt.)

Pflichttermin

Physikalisches Kolloquium am 27. November 2017 um 17 Uhr ct:

Prof. Dr. Peter Hänggi – *On the Use and Abuse of Thermodynamic Entropy*.

Münsteraufgabe

Bischofskirchen haben zwei Türme. Freiburg ist Bischofssitz. Warum hat das Münster nur einen Turm?