

Aufgabenblatt 9 zur Vorlesung

Elementare Wahrscheinlichkeitstheorie und Statistik A
WS 2004/05

Hausübung

Aufgabe 48. (*Das Postbotenproblem*)

Es sei Ω die Menge der Permutationen $\omega = (\omega_1, \omega_2, \dots, \omega_n)$ von $(1, 2, \dots, n)$. Wir betrachten das durch Ω festgelegte Laplace-Experiment (vgl. das Postbotenproblem, Beispiel 2.7 der Vorlesung). Es sei $Y(\omega)$ die Anzahl der Fixpunkte von ω . Bestimmen Sie den Erwartungswert und die Varianz von Y .

Hinweis. Es gilt $Y = X_1 + X_2 + \dots + X_n$ mit

$$X_i(\omega) := \begin{cases} 1 & , \text{ falls } \omega_i = i \\ 0 & , \text{ sonst} \end{cases}$$

für alle $i = 1, 2, \dots, n$.

(5 Punkte)

Lösung. Wir definieren Zufallsvariablen X_i , $i = 1, \dots, n$, durch

$$X_i(\omega) := \begin{cases} 1 & , \text{ falls } \omega_i = i, \\ 0 & , \text{ sonst.} \end{cases}$$

Dann ist $Y = X_1 + \dots + X_n$ und es gilt

$$EX_i = P(\{\omega \in \Omega : \omega_i = i\}) = \frac{(n-1)!}{n!},$$

$$\text{Var } X_i = E X_i^2 - (E X_i)^2 = E X_i - (E X_i)^2 = \frac{(n-1)!}{n!} - \left(\frac{(n-1)!}{n!}\right)^2,$$

$$\begin{aligned} \text{Cov}(X_i, X_j) &= E X_i X_j - E X_i E X_j \\ &= P(\{\omega \in \Omega : \omega_i = i, \omega_j = j\}) - E X_i E X_j \\ &= \frac{(n-2)!}{n!} - \left(\frac{(n-1)!}{n!}\right)^2. \end{aligned}$$

Damit folgt

$$E Y = \sum_{i=1}^n E X_i = \sum_{i=1}^n \frac{(n-1)!}{n!} = 1,$$

sowie mit der Gleichung von Bienaymé

$$\begin{aligned}
 \text{Var } Y &= \sum_{i=1}^n \text{Var } X_i + \sum_{i \neq j} \text{Cov}(X_i, X_j) \\
 &= n \cdot \left(\frac{(n-1)!}{n!} - \left(\frac{(n-1)!}{n!} \right)^2 \right) + (n^2 - n) \cdot \left(\frac{(n-2)!}{n!} - \left(\frac{(n-1)!}{n!} \right)^2 \right) \\
 &= 1.
 \end{aligned}$$

Aufgabe 49. (*Faltung der Gammaverteilung*)

Wir schreiben $\Gamma(\alpha, \lambda)$, $\alpha > 0$, $\lambda > 0$, für die in Aufgabe 38 vorgestellte Gammaverteilung mit den Parametern α und λ . Zeigen Sie: Sind X und Y unabhängige Zufallsvariablen mit $X \sim \Gamma(\alpha, \lambda)$ und $Y \sim \Gamma(\beta, \lambda)$, so gilt $X + Y \sim \Gamma(\alpha + \beta, \lambda)$.

(5 Punkte)

Lösung. Der Satz zur Faltung aus der Vorlesung besagt: Für alle $z > 0$ gilt:

$$\begin{aligned}
 f_{X+Y}(z) &= \int_{-\infty}^{\infty} f_X(x) \cdot f_Y(z-x) dx \\
 &= \int_0^z \frac{1}{\Gamma(\alpha)} x^{\alpha-1} \lambda^\alpha \cdot \frac{1}{\Gamma(\beta)} (z-x)^{\beta-1} \lambda^\beta \cdot e^{-\lambda z} dx \\
 &= e^{-\lambda z} \frac{1}{\Gamma(\alpha)\Gamma(\beta)} \lambda^{\alpha+\beta} \int_0^z x^{\alpha-1} \cdot (z-x)^{\beta-1} dx \\
 &= e^{-\lambda z} \frac{\lambda^{\alpha+\beta}}{\Gamma(\alpha)\Gamma(\beta)} z^{\alpha+\beta-1} \int_0^1 y^{\alpha-1} \cdot (1-y)^{\beta-1} dy,
 \end{aligned}$$

wobei die Substitution $y = x \cdot z^{-1}$ verwendet wurde.

Der letzte Faktor hängt nun aber gar nicht mehr von z ab. Also ist die Dichte f_{X+Y} von $X + Y$ ein konstantes Vielfaches von

$$e^{-\lambda z} \frac{\lambda^{\alpha+\beta}}{\Gamma(\alpha + \beta)} z^{\alpha+\beta-1}, \quad z > 0,$$

der Dichte zur Verteilung $\Gamma(\alpha + \beta, \lambda)$. Da Wahrscheinlichkeitsdichten das Integral 1 haben, sind Dichten, die Vielfache voneinander sind, gleich. Also hat $X + Y$ die oben angegebene Dichte und ist somit $\Gamma(\alpha + \beta, \lambda)$ -verteilt.