

## Lösung der Nachklausur

1. a) Das erste Moment wird

$$\begin{aligned} \int_0^1 x \frac{\Gamma(\alpha + \beta)}{\Gamma(\alpha)\Gamma(\beta)} x^{\alpha-1}(1-x)^{\beta-1} dx \\ &= \frac{\Gamma(\alpha + \beta)\Gamma(\alpha + 1)}{\Gamma(\alpha)\Gamma(\alpha + \beta + 1)} \int_0^1 \frac{\Gamma(\alpha + \beta + 1)}{\Gamma(\alpha + 1)\Gamma(\beta)} x^\alpha(1-x)^{\beta-1} dx \\ &= \frac{\Gamma(\alpha + \beta)\Gamma(\alpha + 1)}{\Gamma(\alpha + \beta + 1)\Gamma(\alpha)} = \frac{\alpha}{\alpha + \beta}. \end{aligned}$$

Analog wird das zweite Moment

$$\int_0^1 x^2 \frac{\Gamma(\alpha + \beta)}{\Gamma(\alpha)\Gamma(\beta)} x^{\alpha-1}(1-x)^{\beta-1} dx = \frac{\alpha(\alpha + 1)}{(\alpha + \beta)(\alpha + \beta + 1)}.$$

Dies ergibt die Varianz

$$\frac{\alpha(\alpha + 1)}{(\alpha + \beta)(\alpha + \beta + 1)} - \left(\frac{\alpha}{\alpha + \beta}\right)^2 = \frac{\alpha\beta}{(\alpha + \beta)^2(\alpha + \beta + 1)}.$$

b) Da  $p_n$  beschränkt ist, ist  $p_n$  integrierbar. Nach Definition der Filtration ist  $\{p_n\}$  adaptiert. Bedingt auf  $\mathcal{F}_n$  erhalten wir

$$\mathbb{E}[p_{n+1} \mid \mathcal{F}_n] = \frac{10p_n}{10p_n + 10(1 - p_n)} = p_n.$$

Somit ist  $\{p_n\}$  ein Martingal.

c) Da das Martingal beschränkt ist, konvergiert es nach dem Konvergenzsatz. Sei  $p \in (0, 1)$ . Dann konvergiert

$$\mathbb{P}[p_{n+1} \leq p] = \int_0^p \frac{\Gamma(10)}{\Gamma(10p_n)\Gamma(10(1-p_n))} x^{10p_n-1}(1-x)^{10(1-p_n)-1} dx$$

nach

$$\int_0^p \frac{\Gamma(10)}{\Gamma(10p_\infty)\Gamma(10(1-p_\infty))} x^{10p_\infty-1}(1-x)^{10(1-p_\infty)-1} dx.$$

Dieser Wert ist echt positiv, falls  $p_\infty \in (0, 1)$ . Somit muss nach dem verallgemeinerten Borel-Cantelli-Lemma  $p_\infty = 1$  oder  $\{p_n < p\}$  unendlich oft

gelten. Analog ist  $\mathbb{P}[p_{n+1} > p]$  echt positiv, falls  $p_\infty \in (0, 1)$ , und damit gilt  $p_\infty = 0$ , oder  $\{p_n > p\}$  unendlich oft. Das heisst,  $p_\infty \in \{0, 1\}$ . Da  $p_n \in (0, 1)$ , ist das Martingal gleichmässig integrierbar, und

$$p_0 = 1 \cdot \mathbb{P}[p_\infty = 1] + 0 \cdot \mathbb{P}[p_\infty = 0] = \mathbb{P}[p_\infty = 1] = 1 - \mathbb{P}[p_\infty = 0].$$

d) Die bedingte Varianz von  $p_{n+1}$  ist

$$\text{Var}[p_{n+1} \mid \mathcal{F}_n] = \frac{10p_n 10(1-p_n)}{10^2 \cdot 11} = \frac{p_n(1-p_n)}{11}.$$

Somit wird der Varianz-Prozess

$$V_n = \sum_{k=0}^{n-1} \frac{p_k(1-p_k)}{11}.$$

2. a) Ist  $x' > x$ , so ist  $S'_n = x' + \sum_{k=1}^n Y_k > S_n$ , und damit erhalten wir  $\tau' \geq \tau$ . Somit ist  $\psi(x') \leq \psi(x)$ .

b) Da  $\psi \in [0, 1]$  beschränkt ist, ist  $\psi(S_{\tau \wedge n})$  integrierbar. Da  $S_{\tau \wedge n}$  nur von  $Y_1, Y_2, \dots, Y_{\tau \wedge n}$  abhängt, ist der Prozess auch adaptiert.

Ist  $\tau \leq n$ , so ist  $\psi(S_{\tau \wedge (n+1)}) = \psi(S_\tau) = 1 = \psi(S_{\tau \wedge n})$ . Ist  $\tau > n$ , so erhalten wir auf  $\{\tau > n\}$

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[\psi(S_{\tau \wedge (n+1)}) \mid \mathcal{F}_n] &= \mathbb{E}[\psi(S_{n+1}) \mid \mathcal{F}_n] = \mathbb{E}[\psi(S_n + Y_{n+1}) \mid \mathcal{F}_n] \\ &= \mathbb{P}\left[\inf_{k>n} S_n + Y_{n+1} + \sum_{\ell=n+2}^k Y_\ell < 0 \mid \mathcal{F}_n\right] \\ &= \mathbb{P}\left[\inf_{k>n} S_n + \sum_{\ell=n+1}^k Y_\ell < 0 \mid \mathcal{F}_n\right] = \psi(S_n). \end{aligned}$$

Somit ist  $\{\psi(S_{\tau \wedge n})\}$  ein Martingal.

c) Der Prozess  $\sum_{k=1}^n Y_k$  ist eine Irrfahrt mit  $\mathbb{E}[Y_k] > 0$  und konvergiert somit nach Unendlich. Somit ist  $\tau_a < \infty$  und damit auch  $T = \tau \wedge \tau_a < \infty$ .

d) Nach dem Stoppsatz gilt

$$\psi(x) = \mathbb{E}[\psi(S_{T \wedge n})] = \mathbb{P}[T = \tau \leq n] + \mathbb{E}[\psi(S_{\tau_a}) \mathbf{1}_{T=\tau_a \leq n}] + \mathbb{E}[\psi(S_n) \mathbf{1}_{T>n}].$$

Da  $\psi(y)$  beschränkt ist, und  $T < \infty$ , folgt mit beschränkter Konvergenz

$$\psi(x) = \mathbb{P}[T = \tau] + \mathbb{E}[\psi(S_{\tau_a}) \mathbf{1}_{T=\tau_a}] \leq (1 - \mathbb{P}[T = \tau_a]) + \psi(a) \mathbb{P}[T = \tau_a],$$

wobei wir verwendet haben, dass  $\psi(S_{\tau_a}) \leq \psi(a)$  da  $S_{\tau_a} \geq a$ . Lösen wir nach  $\mathbb{P}[T = \tau_a]$  auf, erhalten wir

$$\mathbb{P}[T = \tau_a \mid S_0 = x] \leq \frac{1 - \psi(x)}{1 - \psi(a)}.$$

3. a) Bis zum Zeitpunkt  $T_{\ell-1}$  sind die Zwischenankunftszeiten exponential-verteilt mit Parameter  $\beta'$ , danach ist  $Y_\ell$  exponentialverteilt mit Parameter  $\beta$ . In  $T_k < S_1$  lösen wir aus, ob als nächstes die Zwischenzeit  $Y_{k+1}$  oder  $Y'_{k+1}$ . Somit stoppen wir mit Wahrscheinlichkeit  $p$  oder fahren fort mit Wahrscheinlichkeit  $1 - p$ . Die entspricht im von  $\{Y'_k\}$  erzeugten Poisson-Prozess einem Löschen des Ereignisses mit Wahrscheinlichkeit  $1 - p$ , und Beibehalten mit Wahrscheinlichkeit  $p$ . Der entsprechende Prozess hat nach Hilfssatz 4.4 einem Poisson-Prozess mit Rate  $p\beta'$ , und  $T_{\ell-1}$  ist das erste Ereignis.
- b) Da alle Variablen unabhängig sind, folgen  $\{Z_{\ell+k}\}$ ,  $\{Y_{\ell+k}\}$  und  $\{Y'_{\ell+k}\}$  dem gleichen Gesetz wie die ursprünglichen Variablen. Daher handelt es sich um einen Erneuerungsprozess.

Mit Wahrscheinlichkeit  $p$  ist  $Z_1 = 1$ , und damit  $S_1 = T_1$ . Damit haben wir  $\mathbb{P}[S_1 \leq x \mid Z_1 = 1] = 1 - e^{-\beta x}$ . Mit Wahrscheinlichkeit  $1 - p$  ist  $Z_1 = 0$ . Dann ist  $T_{\ell-1}$  exponentialverteilt mit Parameter  $\beta'p$  und  $Y_\ell$  ist (bedingt auf  $\{Z_0 = 0\}$ ) Exponentialverteilt mit Parameter  $\beta$ . Also müssen wir die beiden Verteilungen falten, also

$$\mathbb{P}[S_1 \leq x \mid Z_0 = 0] = \int_0^x (1 - e^{-\beta(x-y)})\beta'pe^{-\beta'py} dy .$$

Multiplizieren mit den entsprechenden Wahrscheinlichkeiten ergibt die gesuchte Formel für  $\tilde{F}(x)$ . Für den Mittelwert, hat die Anzahl  $A$  der Variablen mit  $Z_k = 0$  eine geometrische Verteilung mit  $\mathbb{P}[A = k] = p(1 - p)^k$ ,  $k \in \mathbb{N}$ . Gegeben  $A$ , ist der Mittelwert von  $S_1$   $A/\beta' + 1/\beta$ . Somit ist

$$\mathbb{E}[S_1] = \mathbb{E}[A]/\beta' + 1/\beta = \frac{1 - p}{p\beta'} + \frac{1}{\beta} .$$

- c) Ist  $S_1 \leq t$ , so suchen wir die Wahrscheinlichkeit  $\mathbb{E}[Z(t - S_1) \mid S_1]$ . Ist  $S_1 > t$ , so ist die gesuchte Grösse 1, falls  $T_{\ell-1} > t$ , und 0 sonst. Für dieses Ereignis muss  $Z_1 = 0$  sein, und  $T_{\ell-1} > t$ . Letztere Variable ist exponentialverteilt mit Parameter  $\beta'p$ . Also erhalten wir die Erneuerungsgleichung

$$Z(t) = (1 - p)e^{-\beta'pt} + \int_0^t Z(t - y) d\tilde{F}(y) .$$

- d) Die Funktion  $(1 - p)e^{-\beta'pt}$  ist monoton und integrierbar, und damit direkt Riemann integrierbar. Somit folgt aus dem Erneuerungstheorem

$$\lim_{t \rightarrow \infty} Z(t) = \frac{1}{\frac{1-p}{p\beta'} + \frac{1}{\beta}} \int_0^\infty (1 - p)e^{-\beta'pt} dt = \frac{1}{\frac{1-p}{p\beta'} + \frac{1}{\beta}} \frac{1 - p}{\beta'p} = \frac{(1 - p)\beta}{p\beta' + (1 - p)\beta} .$$