Stochastische Prozesse I

5 Verhalten von Erneuerungsprozessen für $t \to \infty$

5.1 Verhalten von N_t für $t \to \infty$

Satz Et 5.1: (a) $S_n/n \to EY_2 := \mu$ *P-f.s.* für $n \to \infty$, (b) $N_t/t \to 1/\mu$ *P-f.s.* für $t \to \infty$.

Beweis: (a) folgt aus dem starken Gesetz der großen Zahlen für $\mu = EY_2 < \infty$:

$$\frac{1}{n-1} \sum_{i=2}^{n} Y_i \to EY_2 = \mu \ P\text{-f.s.} \ \Rightarrow \ \frac{S_n}{n} = \frac{1}{n} Y_1 + \frac{n-1}{n} \frac{1}{n-1} \sum_{i=2}^{n} Y_i \to EY_2 \ P\text{-f.s. für } n \to \infty \ .$$

Falls $EY_2 = \infty$, betrachtet man $Y_i^{(c)} := \min(c, Y_i), \ S_n^{(c)} := \sum_{i=1}^n Y_i^{(c)} \le S_n \ (0 < c < \infty)$

 $\Rightarrow \ \underline{\lim} \ \tfrac{1}{n} S_n \geq \underline{\lim} \ \tfrac{1}{n} S_n^{(c)} \stackrel{P\text{-f.s.}}{=} EY_2^{(c)} \uparrow \infty \ (\text{monotone Konvergenz}), \ \text{also} \ \tfrac{1}{n} S_n \stackrel{P\text{-f.s.}}{=} \infty = EY_2 \,.$

(b) Aus
$$S_{N_t} \le t < S_{N_t+1}$$
 folgt $\frac{N_t}{N_t+1} \frac{N_t+1}{S_{N_t}+1} = \frac{N_t}{S_{N_t}+1} < \frac{N_t}{t} \le \frac{N_t}{S_{N_t}}$.

 $\text{Mit } t \to \infty \text{ und } N_t \to \infty \text{ (Et 1.1) folgt: } \xrightarrow{N_t} \xrightarrow{P\text{-f.s.}} 1 \text{ und mit (a) } \lim \tfrac{N_t}{t} = \tfrac{1}{\mu} \text{ P-f.s.} \, .$

5.2 Verhalten von U(t)/t für $t \to \infty$

Satz Et 5.2: Sei $\mu_1 := EY_1$, $\mu := EY_2$ (nicht notw. endlich). Dann gilt: $\frac{U(t)}{t} \to \frac{1}{\mu}$ für $t \to \infty$.

Beweis: Vorbemerkung: Aus $\frac{1}{t}N_t \stackrel{P\text{-f.s.}}{\to} \frac{1}{\mu}$ folgt $E(\frac{1}{t}N_t) \to \frac{1}{\mu}$ nicht ohne weitere Voraussetzung. (a) (zunächst nur für $EY_1, EY_2 < \infty$): Ist EV_t beschränkt, folgt $\frac{1}{t}U(t) \to \frac{1}{\mu}$ direkt aus Et 3.2: $EV_t = EY_1 + EY_2U(t) - t$ (*). Falls EV_t nicht beschränkt, folgt $\lim_{t \to 0} \frac{1}{t}U(t) \ge \frac{1}{\mu}$ wegen $EV_t > 0$. Mit "Stutzung" wie im Beweis von Et 5.1 zeigt man $\overline{\lim} \frac{1}{t}U(t) \le \frac{1}{\mu}$.

Im Fall $\mu = \infty$ ist bei $\underline{\lim}$ nichts zu zeigen, bei $\overline{\lim}$ bleibt der Beweis richtig. Bei $\mu_1 = \infty$ und $\underline{\lim}$ geht der Beweis nur bei F = G, also bei U_F . Der Rest geht mit $U = G + G * U_F$ (L.v.F.).

5.3 Untere und obere Schranken für U(t)

Satz Et 5.3: Sei $\mu_1 := EY_1 < \infty, \ \mu := EY_2 < \infty, \ \sigma^2 := Var Y_2$.

Dann gilt:

(a)
$$U(t) > \frac{t}{\mu} - \frac{\mu_1}{\mu}$$
 für $0 \le t < \infty$,

(b)
$$U(t) \le \frac{t}{\mu} + \frac{\sigma^2 + \mu^2}{\mu^2}$$
 für $0 \le t < \infty$.

Beweis: (a) folgt direkt aus Et 3.2: $EV_t = EY_1 + EY_2 \cdot U(t) - t$ mit $EV_t > 0$.

(b) folgt (trickreich) mit den Eigenschaften von $U_0(t)$, der Erneuerungsfunktion zu $Y_1 \equiv 0$.

(b1)
$$U(t) = E(U_0(t-Y_1)), t \ge 0.$$
 $[E(N_t|Y_1=s) = 1_{\{s \le t\}} + U_F(t-s) = U_0(t-s)]$

(b2)
$$U_0(s+t) \le U_0(s) + U_0(t)$$
. $[U_0(s+t) = U_0(s) + E(U_0(t-V_s)) \le \text{r.S., vgl. (b1)}]$

(b3)
$$\overline{Y}_1 \sim G_F \iff U(t) = \frac{t}{\mu}$$
. [s. Et 4.1 mit $G_F(t) = \frac{1}{\mu} \int_0^t [1 - F(s)] ds$]

(b4)
$$\overline{Y}_1 \sim G_F \iff E\overline{Y}_1 = \frac{1}{2\mu} (\sigma^2 + \mu^2)$$
. [folgt aus $G_F = \dots$ mit d. Satz v. Fubini]

(b5) Sind nun \overline{Y}_1 , \hat{Y}_1 zwei stochastisch unabhängige ZV mit Vf G_F , dann gilt:

$$U_{0}(t) = E\left[U_{0}(t + \overline{Y}_{1} - \hat{Y}_{1} + \hat{Y}_{1} - \overline{Y}_{1})\right] \overset{(b2)}{\leq} E(U_{0}(t + \overline{Y}_{1} - \hat{Y}_{1})) + E(U_{0}(\hat{Y}_{1} - \overline{Y}_{1})) =$$

$$= E[E[U_{0}(t + \overline{Y}_{1} - \hat{Y}_{1}) | \overline{Y}_{1}]] + E[E[U_{0}(\hat{Y}_{1} - \overline{Y}_{1}) | \hat{Y}_{1}]] =$$

$$\overset{(b1)}{=} E[U(t + \overline{Y}_{1})] + E[U(\hat{Y}_{1})] \overset{(b3)}{=} E[\frac{1}{\mu}(t + \overline{Y}_{1})] + E[\frac{1}{\mu}\hat{Y}_{1}] =$$

$$= \frac{t}{\mu} + \frac{1}{\mu}E\overline{Y}_{1} + \frac{1}{\mu}E\hat{Y}_{1} \overset{(b4)}{=} \frac{t}{\mu} + \frac{\sigma^{2} + \mu^{2}}{\mu^{2}}, \text{ also } U_{0}(t) \leq \frac{t}{\mu} + \frac{\sigma^{2} + \mu^{2}}{\mu^{2}}.$$

(b6) Mit (b1) folgt
$$U(t) = E(U_0(t - Y_1)) \le E\left[\frac{t - Y_1}{\mu}\right]^+ + \frac{\sigma^2 + \mu^2}{\mu^2} \le \frac{t}{\mu} + \frac{\sigma^2 + \mu^2}{\mu^2} = \text{Beh.}$$