

Stochastische Prozesse II

2 Stochastische Netzwerke: Migrationsprozesse

2.4 Offene Migrationsprozesse: Jackson-Netze

Im Vergleich zu 2.3 gibt es (1) bel. viele Kd. (2) Zugänge und Abgänge von „außen“.

Zur Vereinfachung: „außen“ = Station 0 $\Rightarrow$ Bezeichnungen aus 2.3 mit folg. Änd.:

$n_0 = \infty$, $\varphi_0(\infty) = \varphi_0$, $S = \{m = (n_1, \dots, n_J), n_j \geq 0\}$ (keine feste Kd.-Zahl „im System“).

$\Rightarrow \varphi_0 \lambda_{0k}$ ist Ank.rate von „außen“ nach Station k (bei Kelly ν_k),

λ_{j0} ist Abgangs-W. nach „außen“ von Station j (bei Kelly μ_j).

Wie bisher: Übergänge: $m \mapsto T_{jk} m : n_j \mapsto n_j - 1, n_k \mapsto n_k + 1, j, k \in I_0 := \{0, 1, \dots, J\}$,

Ü-Raten: $q_{m, T_{jk} m} = \varphi_j(n_j) \cdot \lambda_{jk} \quad (\lambda_{ji} = 0, \sum_k \lambda_{jk} = 1), j, k \in I_0$

Annahmen: $\varphi_j(n) > 0$ für $n > 0$, I_0 mit Ü-W. λ_{jk} ist irreduzibel.

eind. stat. Vert. auf I_0 mit $\alpha_j > 0$ u. $\alpha_j \cdot \sum_{k=0}^J \lambda_{jk} = \sum_{k=0}^J \alpha_k \lambda_{kj}, j, k \in I_0$ (2.9).

Statt $\sum_k \lambda_{jk} = 1$ setzen wir $\alpha_0 = \varphi_0 \Rightarrow$ (2.9) wie bei Kelly mit $\nu_k = \varphi_0 \lambda_{0k}, \mu_j = \lambda_{j0}$ (s.o.)

Dann ist α_j die Gesamt-Ankunfts-/Abgangs-Rate an Station j . (Rate = langfrist. Ø)
(Bem.: 1 Zeile in (2.9) ist überflüssig wg. hom. Gl.-System, bei Kelly steht $j=0$ erst S. 50, Z. 46.)

Theorem 2.4: Vorauss. wie oben. Dann ex. stat. Vert. (π_m) für $N(t)$, falls $b_j^{-1} := \sum_{n=0}^{\infty} \frac{\alpha_j^n}{\varphi_j(n) - \varphi_j(n-1)} < \infty : (1 \leq j \leq J)$

$$\pi_m = \prod_{j=1}^J \pi_j(n_j) = \prod_{j=1}^J b_j \frac{\alpha_j^{n_j}}{\varphi_j(1) \cdots \varphi_j(n_j)} \quad (2.10) \quad (\text{Bew. wie Th. 2.3})$$

Folgerung: Falls $N(t)$ stat., dann ist $N_1(t_0), \dots, N_J(t_0)$ st. u. (weil (2.10) e. Produkt-Dichte ist).

Folgerung: $N(t)$ ist reversibel, falls stationär und $\alpha_j \lambda_{jk} = \alpha_k \lambda_{kj}$.

Theorem 2.5: Wenn $N(t)$ ein stat. Migrations-Prozess ist, dann auch $N(-t)$.

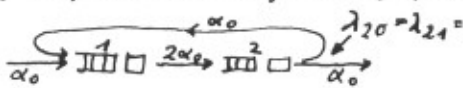
Beweis: Ü-Raten zu $N(-t)$ mit Th. 1.12: $q'_{m, T_{jk} m} = \varphi_j(n_j) \lambda'_{jk}$ mit $\lambda'_{jk} = \frac{\alpha_k \lambda_{kj}}{\alpha_j}, j \in I_0$.

Folgerung 2.6: $N(t)$ stat. Migr. Proz. $\Rightarrow$ die Abg. prozesse von j nach 0 sind st. u. PP($\alpha_j; \lambda_{j0}$)

und $N(t_0)$ ist st. u. von diesen Abgangsprozessen vor t_0 .

Beweis mit Zeitumkehrung und Th. 2.5. (Ank. Prozesse von 0 nach j sind st. u. PP.)

Bemerkung: Abg. Prozesse von j nach k ($k \neq 0$) sind i. allg. keine Poisson-Prozesse.

Beispiel:  Abg. Proz. von 2 ist kein P.P., aber Abg. Proz. von 2 nach 0 (s. übg.)

Folgerung 2.7: $N(t)$ stat. $\Rightarrow$ Verweilzeit in $M|M|s/\infty$ -Station j hat die selbe Verteilung wie bei isolierten $M|M|s/\infty$ -Station mit Ank.-Rate α_j , und ein abgehender Kd. hinterläßt die Station in stat. Vert. $(\pi_j(n_j))$; ein ank. Kd. findet sie in dieser Vert. .

Beweis: Erst (b): W.-Rate (Kd. verläßt j , hinterläßt n_j) = $\pi_j(n_j+1) \varphi_j(n_j+1)$.

$\Rightarrow$ bed. W. ($\dots n_j$ | Abg.) = $\pi_j(n_j+1) \varphi_j(n_j+1) / (\sum_{n=0}^{\infty} \dots) = \pi_j(n_j)$ (nachrechnen!) $\Rightarrow$ (c), $\Rightarrow$ (a).

Bemerkung: Modell auch mit $J = \infty$, falls $B := b_1 b_2 \dots > 0$ ($b_j < 1$).

Im Gl. gew. ist dann die Gesamt-Kundenzahl endlich. (Übg.)