

## Mittlere Trefferzeit

**Definition 5.10** Für  $A \subset E$  heißt  $k_i^A := E(T_A | X_0 = i)$  **mittlere Trefferzeit**.

**Satz 5.7**  $k_i^A, i \in E$  ist die *minimale nichtneg. Lösung* von

$$\begin{cases} k_i^A = 0 & \text{für } i \in A \\ k_i^A = 1 + \sum_{j \in E} p_{ij} k_j^A & \text{für } i \in A^c. \end{cases}$$

**Lemma 5.3** Falls  $i, j \in \mathbb{E}$ ,  $p_{ij} > 0$ ,  $i \in A^c$ , dann

$$E(T_A | X_1 = j, X_0 = i) = 1 + E(T_A | X_0 = j).$$

**Bew: (Satz 5.7)** Falls  $k_i^A = 0$  falls  $i \in A$ . Falls  $i \in A^c$  ist  $T_A \geq 1$   $P(\cdot | X_0 = i)$ - f.s.

$$\begin{aligned} k_i^A &= E(T_A | X_0 = i) = \sum_{j \in E} E(T_A \mathbb{1}_{\{j\}}(X_1) | X_0 = i) \\ &= \sum_{j \in E} E(T_A | X_1 = j, X_0 = i) P(X_1 = j | X_0 = i) \\ &= \sum_{j \in E} E(T_A | X_1 = j, X_0 = i) p_{ij} \stackrel{\text{Lemma 5.3}}{=} \sum_{j \in E} p_{ij} (1 + E(T_A | X_0 = j)) \\ &= 1 + \sum_{j \in E} p_{ij} k_j^A. \end{aligned}$$

Bew:  
(Lemma 5.3)

Falls  $j \in A$ :

$$E(T_A | X_0 = i, X_1 = j) = E(1 | X_0 = i, X_1 = j) = 1 = 1 + E(T_A | X_0 = j) .$$

Falls  $j \in A^c$  und  $E(T_A | X_0 = j) = \infty$ :

$$E(T_A | X_1 = j, X_0 = i) \geq 1 + p_{ij} E(T_A | X_0 = j) = \infty, \text{ also Beh.}$$

Falls  $j \in A$  und  $E(T_A | X_0 = j) < \infty$ :

$$E(T_A | X_0 = i, X_1 = j) = \sum_{n \geq 2} n P(T_A = n | X_0 = i, X_1 = j) \text{ und für } n \geq 2$$

$$\begin{aligned} P(T_A = n | X_0 = i, X_1 = j) &= P(X_1 \in A^c, \dots, X_{n-1} \in A^c, X_n \in A | X_0 = i, X_1 = j) \\ &\stackrel{\text{Lemma 5.2}}{=} P(X_0 \in A^c, \dots, X_{n-2} \in A^c, X_{n-1} \in A | X_0 = j) \\ &= P(T_A = n - 1 | X_0 = j) \end{aligned}$$

Bew:  
(Lem. 5.3, Forts.)

$$\begin{aligned}\Rightarrow E(T_A | X_0 = i, X_1 = j) &= \sum_{n \geq 2} n P(T_A = (n-1) | X_0 = j) \\ &= \sum_{n \geq 2} (n-1) P(T_A = (n-1) | X_0 = j) + \sum_{n \geq 2} P(T_A = n-1 | X_0 = j) \\ &= E(T_A | X_0 = j) + P(T_A < \infty | X_0 = j) = E(T_A | X_0 = j) + 1,\end{aligned}$$

weil  $E(T_A < \infty | X_0 = 1) < \infty \Rightarrow P(T_A < \infty | X_0 = i) = 1$ .  $\square$

Bsp. 5.3  $E = \{0, 1, 2, 3\}$ ,  $p_{00} = 1$ ,  $p_{12} = p_{23} = p$ ,  $p_{10} = p_{21} = q$ ,  $p_{33} = 1$ ,  
 $p + q = 1$ ,  $A = \{0, 3\}$ .

$k_i := k_i^A$  für  $i \in \{0, 1, 2, 3\}$ .

$k_i = 0$  für  $i = 0, 3$ .

$k_i = 1 + pk_{i+1} + qk_{i-1}$  für  $i = 1, 2$ .

$\Rightarrow k_1 = 1 + pk_2$  und  $k_2 = 1 + qk_1$

$\Rightarrow k_1 = \frac{1+p}{1-pq}$  und  $k_2 = \frac{1+q}{1-pq}$ .

# Transienz und Rekurrenz

**Definition 5.11** Sei  $(X_k)_k$  eine homog. Markov-Kette auf  $(E, \mathcal{E})$ .

- $i \in E$  heißt **rekurrent**, falls  $P(X_n = i \text{ für unendl. viele } n) = 1$ .
- $i \in E$  heißt **transient**, falls  $P(X_n = i \text{ für unendl. viele } n) = 0$ .

**Definition 5.12** Für  $A \subset E$  heißt  $T_+^A := \inf\{k \geq 1 | X_k \in A\}$  **Eintrittszeit** von  $A$ .

**Bsp. 5.4**  $E = \mathbb{N}_0$ ,  $p_{i,i+1} = 1 \forall i$ ,  $A = \{0\}$   
 $\Rightarrow T_A = 0$  und  $T_+^A = \infty$   $P(\cdot | X_0 = 0)$ -f.s.

**Definition 5.13** Für  $A = i$  setze  $\tau_i := T_A^+$  bzw.

$$\tau_i^{(k)} := \begin{cases} 0 & \text{falls } k = 0 \\ \tau_i & \text{falls } k = 1 \\ \inf\{l \geq \tau_i^{(k-1)} + 1 | X_l = i\} & \text{falls } k \geq 2 \end{cases}$$

$k$ -te **Eintrittszeit** sowie  $S_i^{(k)} := \tau_i^{(k+1)} - \tau_i^{(k)}$   $k$ -te **Exkursion**.

**Vereinbarung** Im folgenden  $P_i(\cdot) := P(\cdot | X_0 = i)$   
 (Wahrscheinlichkeiten für die MK bei Start in  $i \in E$ .)

**Lemma 5.4** *Es sei  $(X_k)$  eine homog. MK und  $i \in E$ , dann ist*

$$P(S_i^{(m+1)} < \infty | \tau_i^{(m)} < \infty) = P_i(\tau_i < \infty).$$

**Bew:** Für  $k, l \in \mathbb{N}$ :

$$\begin{aligned} P(S_i^{(m+1)} = l, \tau_i^{(m)} = k) &= \\ &= P(\{\exists! k_1, \dots, k_{m-1} < k : X_{k_j} = i\} \\ &\quad \cap \{X_k = i\} \cap \{X_j \neq i \forall j = k+1, \dots, k+l-1, X_{k+l} = i\}) \\ &= P(X_j \neq i \forall j = k+1, \dots, k+l-1, X_k = i | \{\exists! k_1, \dots, k_{m-1} < k : X_{k_j} \\ &\quad \cap \{X_k = i\}\} \cdot P(\{\exists! k_1, \dots, k_{m-1} < k : X_{k_j} = i\} \cap \{X_k = i\}) \\ &\stackrel{\text{Lemma 5.2}}{=} P(X_j \neq i \forall j = k+1, \dots, k+l-1, X_{k+l} = i | X_k = i) \\ &\quad \cdot P(\{\exists! k_1, \dots, k_{m-1} < k : X_{k_j} = i\} \cap \{X_k = i\}) \\ &= P_i(\tau_i = l) \cdot P(\tau_i^{(m)} = k). \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} &\stackrel{\sum_{k \in \mathbb{N}}}{\implies} P(S_i^{(m+1)} = l, \tau_i^{(m)} < \infty) = P_i(\tau_i = l) \cdot P(\tau_i^{(m)} < \infty). \\ &\implies P(S_i^{(m+1)} = l | \tau_i^{(m)} < \infty) = P_i(\tau_i = l) \stackrel{\sum_{l \in \mathbb{N}}}{\implies} \text{Beh.} \quad \square \end{aligned}$$

**Definition 5.14**  $f_i := P_i(\tau_i < \infty)$   
**Wiederkehrwahrscheinlichkeit des Zustands  $i \in E$ .**

**Definition 5.15** Für  $i \in \mathbb{E}$  heißt  $V_i := \sum_{k \in \mathbb{N}_0} \mathbb{1}_{\{i\}}(X_k)$  **Aufenthaltszahl des Zustands  $i$ .**

**Satz 5.8** *Unter  $P_i$  ist  $V_i$  geometrisch verteilt mit Parameter  $\rho = f_i$ .*

**Bemerkung**  $Z \in \mathbb{N} \cup \{\infty\}$  geometrisch verteilt mit Parameter  $\rho \in [0, 1]$   
$$:\Leftrightarrow P(Z = m) = \begin{cases} (1 - \rho)\rho^{m-1} & \text{für } \rho < 1 \\ 0 & \text{für } \rho = 1 \end{cases}, m \in \mathbb{N}.$$
sowie  $P(Z = \infty) = 0$  für  $\rho < 1$  bzw.  $P(Z = \infty) = 1$  für  $\rho = 1$ .  
$$:\Leftrightarrow P(Z > m) = \rho^m \text{ für } m \in \mathbb{N}_0.$$

Bew: Zeige  $P_i(V_i > m) = f_i^m$  für alle  $m \in \mathbb{N}_0$  durch Induktion:  $m = 0$ :  
 (v. Satz 5.8) Unter  $P_i$  ist  $X_0 = i$  f.s., d.h.  $P_i(V_i > 0) = 1 - f_i^0$ .

Induktionsschritt  $m \rightsquigarrow m + 1$ :

Unter  $P_i$  ist  $\{V_i > m\} = \{V_i \geq m + 1\} = \{\tau_i^{(m)} < \infty\}$  fast sicher, da  $X_0 = i$  f.s.

$$\begin{aligned} \Rightarrow P_i(V_i > (m + 1)) &= P_i(\tau_i^{(m+1)} < \infty) \\ &= P(S_i^{(m)} < \infty | \tau_i^{(m+1)} < \infty) \cdot P(\tau_i^{(m+1)} < \infty) \\ &\stackrel{\text{Lemma 5.4}}{=} f_i \cdot P(\tau_i^{(m)} < \infty) \stackrel{\text{Ind. Beh.}}{=} f_i \cdot f_i^m = f_i^{m+1}. \end{aligned}$$

### Korollar 5.1

- $i \in E$  rekurrent  $\Leftrightarrow \sum_k (p^k)_{ii} = \infty \Leftrightarrow f_i = 1$
- $i \in E$  transient  $\Leftrightarrow \sum_k (p^k)_{ii} < \infty \Leftrightarrow f_i < 1$ .

Insbesondere ist jeder Zustand entweder transient oder rekurrent.

Bew:  $Z := \sum_{k \in \mathbb{N}_0} \mathbf{1}_{\{i\}}(X_k)$  unter  $P_i$  geom. vert. mit Param.  $\rho = f_i$ , d.h.

$$E(Z) = \sum_{k \in \mathbb{N}_0} E_i(\mathbf{1}_{\{i\}}(X_k)) = \sum_{k \in \mathbb{N}_0} p_{ii}^{(k)} < \infty \Leftrightarrow \rho := f_i < 1$$

$\Leftrightarrow Z < \infty$   $P_i$ -f.s.  $\Rightarrow P_i(X_k = i \text{ für unendl. viele } k) = 0$  bzw.

$$E(Z) = \sum_{k \in \mathbb{N}_0} E_i(\mathbf{1}_{\{i\}}(X_k)) = \sum_{k \in \mathbb{N}_0} p_{ii}^{(k)} = \infty \Leftrightarrow \rho := f_i = 1$$

$\Leftrightarrow Z = \infty$   $P_i$ -f.s.  $\Rightarrow P_i(X_k = i \text{ für unendl. viele } k) = 1$ .

D.h. falls  $i$  nicht rekurrent  $\Rightarrow \sum (p^k)_{ii} < \infty \Rightarrow i$  transient.  $\square$

## Beispiel – Irrfahrt auf $\mathbb{Z}^d$

**Definition 5.16** (Symmetrische) Irrfahrt in  $\mathbb{Z}^d$ : Markov-Kette auf  $E = \mathbb{Z}^d$ , mit  $p_{ij} = \frac{1}{2^d}$ , falls  $i$  und  $j$  Nachbarpunkte in  $\mathbb{Z}^d$ .

**Satz 5.9** Für  $d = 1, 2$  ist jeder Zustand  $i \in \mathbb{Z}^d$  rekurrent, in  $d \geq 3$  ist jeder Zustand transient.

**Bew: (Skizze)** Wegen der Verschiebungsinvarianz von  $\mathbb{Z}^d$  reicht es aus, den  $i = 0 \in \mathbb{Z}^d$  zu betrachten:

• Falls  $d = 1$ : 
$$P_{00}^k = \begin{cases} \binom{2n}{n} \left(\frac{1}{2}\right)^n \left(\frac{1}{2}\right)^n & \text{falls } k = 2n \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}$$

$\xrightarrow{\text{Stirling'sche Formel}} \binom{2n}{n} \left(\frac{1}{2}\right)^n \left(\frac{1}{2}\right)^n \simeq \frac{c}{\sqrt{n}}$  für  $n \rightarrow \infty$ , d.h.

$\sum_k p_{00}^k \simeq c \sum_n \frac{1}{\sqrt{n}} = \infty \Rightarrow 0$  rekurrent.

• Falls  $d = 2$ : Gleichverteilung auf den Eckpunkten des Einheitsquadrates in  $\mathbb{Z}^2$  ist die um  $\frac{\pi}{4}$ -gedrehte Gleichverteilung auf den Diagonalpunkten  $\Rightarrow$  Irrfahrt auf  $\mathbb{Z}^2$  entspricht  $\frac{\pi}{4}$ -Drehung von  $\hat{X}_k = \begin{pmatrix} x_k \\ y_k \end{pmatrix}$  mit  $(x_k)$  und  $(y_k)$  unabh.  $\mathbb{Z}$ -Irrfahrten.  
 $\Rightarrow P(X_k = 0) = P(x_k = 0, y_k = 0) = P(x_k = 0)P(y_k = 0) \simeq \left(\frac{1}{\sqrt{n}}\right)^2$ .  $\Rightarrow \sum_k p_{00}^k \simeq \sum_n \frac{1}{n} = \infty \Rightarrow 0$  rekurrent in  $d = 2$ .

•  $d \geq 3$ :  $p_{00}^k \simeq \left(\frac{1}{\sqrt{n}}\right)^d \Rightarrow \sum_k p_{00}^k \simeq \sum_n \left(\frac{1}{\sqrt{n}}\right)^d < \infty$ , falls  $d \geq 3$   
 $\Rightarrow 0$  transient für  $d \geq 3$ .