

# Kapitel 5:

## Markovketten

**Definition 5.1** Eine Fam.  $(X_i)_{i \in I}$  von ZV'en  $X_i : \Omega \rightarrow E$  auf  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$  mit Werten im messb. Raum  $(E, \mathcal{E})$  heißt **Stochastischer Prozess**.

**Bezeichnungen**

- $E$  – 'Zustandsraum'
- $f : E \rightarrow \mathbb{R}$  messbar – 'Observable'

**Bsp. 5.1**

- $X_n := \sum_{i=1}^n \xi_i$ ,  $n \in \mathbb{N}$ , mit  $\xi_i$  unabh. id. vert. reelle ZV'en.  
 $\rightsquigarrow E = \mathbb{R}$ .
- $X_n \hat{=} \text{Sitzanordnung der Studierenden im Hörsaal in der } n\text{-ten Sitzung.}$   $\rightsquigarrow E \hat{=} \text{Menge aller möglichen Sitzanordnungen.}$

**Definition 5.2** Sei  $I$  geordnete Menge und  $(X_i)_{i \in I}$  stoch. Prozess mit abzählbarem Zustandsraum  $(E, \mathcal{E} = 2^E)$ , s.d. für alle  $i_1 < i_2 < \dots < i_N \leq i_{N+1}$  und  $A_i \in \mathcal{E}$ ,  $e \in E$

$$\begin{aligned} P(X_{i_{N+1}} \in A_{N+1} | X_{i_1} \in A_1, \dots, X_{i_{N-1}} \in A_{N-1}, X_{i_N} = e) \\ = P(X_{i_{N+1}} \in A_{N+1} | X_{i_N} = e) \end{aligned}$$

so heißt  $(X_i)_{i \in I}$  **Markov-Prozess**.

**Bemerkung**  $(X_i)_{i \in I}$  Markov  $:\Leftrightarrow X_{i_{N+1}}$  ('künftiger Zustand') hängt nur von  $X_{i_N}$  ('Aktueller Zustand') ab, nicht von der weiteren Vergangenheit.

**Definition 5.3** Sei  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$  und  $A, B, C \in \mathcal{F}$ . Dann heißen  $A, B$  **bedingt unabhängig gegeben**  $C$ , falls  $P(A \cap B|C) = P(A|C) \cdot P(B|C)$ .

**Lemma 5.1** Die folgenden Aussagen sind äquivalent für  $A, B, C \in \mathcal{F}$   
(“Markov-Lemma”)

- 1)  $A, B$  bedingt unabhängig gegeben  $C$
- 2)  $P(A|B \cap C) = P(A|C)$
- 3)  $P(A \cap C|B) = P(A|C)P(C|B)$

**Bew:** Übung.

**Bemerkung** Markov Eigenschaft  $\Leftrightarrow$  Zukunft und Vergangenheit bedingt unabh. geb. Gegenwart.

**Vereinbarung** Im folgenden ist stets (falls nicht anders bezeichnet)

- $E$  abzählbar mit  $\mathcal{E} = 2^E$ .
- $I = \mathbb{N}_0 \rightsquigarrow (X_k)_{k \in \mathbb{N}_0}$  ‘Markov-Kette’.

**Definition 5.4** Sei  $(X_k)_{k \in \mathbb{N}_0}$  eine Markov-Kette auf  $E$ .

- $P_{i,j}^{(m,n)} = P(X_m = j | X_n = i)$ ,  $i, j \in E$ ,  $m \geq n \geq 0$ , heißt  $(m, n)$ -**Übergangskern** von  $(X_k)$ .
- $(X_k)$  heißt **(zeitlich) homogen**, falls  $P_{i,j}^{(m,n)} = P_{i,j}^{(m+k,n+k)}$  für alle  $k \in \mathbb{N}_0$ .
- $\lambda := \text{Vert}(X_0)$  heißt **Startverteilung** von  $(X_k)_k$

**Satz 5.1** Eine Markov-Kette  $(X_k)_{k \in \mathbb{N}_0}$  ist homogen  $\Leftrightarrow P_{i,j}^{(m,n)} = (P^{m-n})_{ij}$  (Matrixprodukt) mit  $P = P^{1,0}$  (1-Schritt Übergangskern).

**Bew:**  $\Leftarrow$  klar.

*Beweis von " $\Rightarrow$ " durch Induktion nach  $t = m - n$ . Falls  $t = 1$  klar. Für  $t + 1$ :*

$$\begin{aligned} P_{i,j}^{(m,n)} &= P_{i,j}^{(m-n,0)} = P_{i,j}^{(t+1,0)} = P(X_{t+1} = j | X_0 = i) \\ &= \sum_{o \in E} P(X_{t+1} = j, X_1 = o | X_0 = i) \\ &\stackrel{\text{Markov-Lemma}}{=} \sum_{o \in E} P(X_{t+1} = j | X_1 = o) P(X_1 = o | X_0 = i) = (P^t \cdot P)_{ij}. \end{aligned}$$

**Bemerkung**  $P =: (p_{ij})_{i,j \in E \times E}$  'stochastische Matrix', d.h.  $p_{ij} \geq 0$  und  $\sum_{j \in E} p_{ij} = 1 \forall i \in E$ .

# Endlich-Dimensionale Verteilungen

**Definition 5.5** Sei  $(X_i)_{i \in I}$  ein stoch. Prozess mit Werten in  $E$ , dann heißt die Familie die  $W$ -Maße  $(P_{i_1, \dots, i_N})_{i_1 \leq i_2, \dots, i_N \in I}$

$P_{i_1, \dots, i_N}(A_1, \dots, A_N) := P(X_{i_1} \in A_1, \dots, X_{i_N} \in A_N), \quad A_i \in \mathcal{E}$   
**die endlich-dimensionalen Verteilungen von  $(X_i)_{i \in I}$ .**

**Satz 5.2** Die endlich dimensionalen Verteilungen einer homog. Markovkette  $(X_k)_{k \in \mathbb{N}_0}$  sind durch  $\lambda$  (Startverteilung) und  $P$  (Übergangskern) eindeutig bestimmt.

**Bew:**

- $P(X_n = e_n, \dots, X_0 = e_0)$   
 $= P(X_n = e_n | X_{n-1} = e_{n-1}, \dots, X_0 = e_0) P(X_{n-1} = e_{n-1}, \dots, X_0 = e_0)$   
 $= P_{e_{n-1}, e_n} P(X_{n-1} = e_{n-1}, \dots, X_0 = e_0)$   
 $= \dots = \prod_{i=1}^n P_{e_{i-1}, e_i} P(X_1 = e_1, X_0 = e_0)$   
 $= \prod_{i=1}^n P_{e_{i-1}, e_i} P(X_1 = e_1 | X_0 = e_0) P(X_0 = e_0)$   
 $= \prod_{i=0}^n P_{e_i, e_{i+1}} \lambda(e_0). \rightsquigarrow \text{eind. bestimmt durch } P \text{ und } \lambda.$

Wegen  $P(X_n \in A_n, \dots, X_0 \in A_0) = \sum_{(e_n, \dots, e_0) \in A_n \times \dots \times A_0} P(X_n = e_n, \dots, X_0 = e_0)$  folgt hieraus dann der allgemeine Fall.  $\square$

# Realisierung auf dem kanonischen Pfadraum

**Definition 5.6**  $\Omega := \mathbb{E}^{\mathbb{N}_0} = \{\omega = (\omega_i, i \in \mathbb{N}_0) | \omega_i \in E\}$  heißt **'kanonischer Pfadraum'**,  $X_i : \Omega \rightarrow E$ ,  $X_i(\omega) := \omega_i$  **'Koordinatenabbildung'**.

**Satz 5.3** Zu  $\lambda$   $W$ -Maß auf  $E$  und  $P = (P_{i,j})_{i,j \in E \times E}$  stochastische Matrix ex. genau ein Maß auf  $(\Omega, 2^\Omega)$ , s.d.  $(X_k)_{k \geq 0}$  mit  $X_k : \Omega \rightarrow E$ ,  $k$ -te Koordinatenabbildung eine Markov-Kette auf  $E$  definiert mit Übergangskern  $P$  und Startverteilung  $\lambda$ .

**Bew:** • Def. Inhalt  $P_0(Z)$  auf 'Zylindermengen' der Form  $Z = A_1 \times \dots \times A_N \times E \times E \dots$  durch

$$P_0(Z) = \sum_{(e_0, \dots, e_N) \in A_1 \times \dots \times A_N} \lambda(e_0) \prod_{i=0}^{N-1} P_{e_i, e_{i+1}}$$

•  $P_0$  is Prämaß auf  $\mathcal{Z} = \{Z | Z \text{ Zylindermenge}\}$   
 $\Rightarrow P_0$  eindeutig fortsetzbar als Maß auf  $\sigma(\mathcal{Z}) = 2^\Omega$ . □

**Bemerkung**  $(X_k)_{k \in \mathbb{N}_0}$  mit  $X_k : \Omega = E^{\mathbb{N}_0} \rightarrow E$  heißt **Koordinatenprozess**.

**Satz 5.4** Zu  $\lambda$  und  $P$  gibt es eine im Sinne der endl. dimensionalen Verteilungen eindeutige homog. Markov-Kette  $(X_k)_{k \in \mathbb{N}_0}$  auf  $E$  mit Übergangsmatrix  $P$  und Startverteilung  $\lambda$ .

## Ausblick: Messbarer Zustandsraum $(E, \mathcal{E})$

**Definition 5.7** Sei  $I$  eine geordnete Menge und  $(X_i)_{i \in I}$  ein stochastischer Prozess mit Werten im messbaren Raum  $(E, \mathcal{E})$ . Dann heißt  $(X_i)_i$  Markov'sch, falls  $\forall f : E \rightarrow \mathbb{R}$  messbar beschränkt,  $i \leq j \in I$ ,

$$E[f(X_i) | \sigma(X_k, k \leq j)] = E[f(X_i) | \sigma(X_j)].$$

**Bemerkung** Äquivalent zu Def. 5.2, falls  $E$  abzählbar (wähle  $f = \mathbb{1}_j$ ).

**Definition 5.8** Eine Familie  $(P_x)_{x \in \mathbb{E}}$  von  $W$ -Maßen auf  $(E, \mathcal{E})$ , s.d.  $x \rightarrow P_x(A)$  messbar für  $A \in \mathcal{E}$ , heißt **Markov-Kern** auf  $(E, \mathcal{E})$ .

**Bemerkung** Interpretation  $P_x(A) = P(X_1 \in A | X_0 = x)$ .

**Satz 5.5** Zu einem Markovkern  $(P_x)_{x \in E}$  und einer  $W$ -Maß  $\lambda$  auf  $E$  ex. eine (im Sinne der endl. dim. Verteilungen) eind. Markov-Kette  $(X_k)_{k \in \mathbb{N}_0}$ , so dass  $X_0 \sim \lambda$  und für  $f : E \rightarrow \mathbb{R}$  messbar  $E[f(X_{k+1}) | \sigma(X_1, \dots, X_k)] = \int_E f(z) P_{X_k}(dz)$  für alle  $k \in \mathbb{N}_0$ .

# Trefferzeiten und -wahrscheinlichkeiten

**Definition 5.9** Sei  $(X_k)_{k \geq 0}$  ein stoch. Prozess auf  $E$  und  $A \subset E$ , dann heißt

$$T_A := \inf\{k \geq 0 \mid X_k \in A\}$$

**Trefferzeit von  $A$ .**

Für  $i \in E$  heißt  $h_i^A := E(T_A < \infty \mid X_0 = i)$

**Trefferwahrscheinlichkeit.**

**Bsp. 5.2**  $(X_k)_k$  Irrfahrt auf  $\mathbb{N}_0$  mit  $P_{ij} = p$  falls  $j = i + 1$ , bzw.  $P_{ij} = q$  falls  $j = i - 1$ ,  $p + q = 1$  und  $i \geq 1$ , sowie  $P_{00} = 1$ , ansonsten  $P_{ij} = 0$ . Mit  $A = \{0\} \rightsquigarrow T_{\{0\}} \hat{=} \text{“Ruinzeit”}$ .  
(Ruinproblem)

**Satz 5.6**  $E \ni i \mapsto h_i^A \in [0, 1]$  ist die minimale nichtnegative Lösung von

$$\begin{cases} h_i^A = 1 & \text{für } i \in A \\ h_i^A = \sum_{j \in E} p_{ij} h_j^A & \text{für } i \in A^c. \end{cases}$$

**Bemerkung**  $(h_i^A)_{i \in E}$  minimale nichtnegative Lösung  $:\Leftrightarrow g_i \geq h_i^A$  für alle  $i \in E$ , falls  $g_i \geq 0$  ebenfalls Lösung.

**Lemma 5.2** Für  $(X_k)_k$  eine Markov-Kette auf  $E$  und  $f : E^{\mathbb{N}_0} \rightarrow \mathbb{R}$  messbar gilt

$$\begin{aligned} E[f(X_n, X_{n+1}, \dots) | X_0 \in A_0, \dots, X_{n-1} \in A_{n-1}, X_n = i] \\ = E[f(X_n, X_{n+1}, \dots) | X_n = i]. \end{aligned}$$

**Bew:** Für  $f = \mathbb{1}_Z$  mit  $Z = \{e_1\} \times \dots \times \{e_N\} \times E \times E \dots \in \mathcal{Z}$  ergibt sich Beh. durch Nachrechnen.  $\rightsquigarrow$  Für allg.  $f$  durch Approximation.

**Bew:** Für  $i \in A$  ist  $P(T^A = 0 | X_0 = i) = 1$ , also  $h_i^A = 1$ .  
 (von Satz 5.6) Für  $i \in A^c$  ist  $P(T^A \geq 1 | X_0 = i) = 1$

$$\begin{aligned} h_i^A &= P(T_A < \infty | X_0 = i) = P(\exists n \geq 1 : X_n \in A | X_0 = i) \\ &= \sum_{j \in E} P(\exists n \geq 1 : X_n \in A, X_1 = j | X_0 = i) \\ &= \sum_{j \in E} P(\exists n \geq 1 : X_n \in A | X_1 = j, X_0 = i) P(X_1 = j | X_0 = i) \\ &\stackrel{\text{Lemma 5.2}}{=} \sum_{j \in E} P(\exists n \geq 1 : X_n \in A | X_1 = j) P(X_1 = j | X_0 = i) \\ &\stackrel{(X_k) \text{ homog.}}{=} \sum_{j \in E} P(\exists n \geq 0 : X_n \in A | X_0 = j) p_{ij} = \sum_{j \in E} h_j^A p_{ij}. \end{aligned}$$

Bew: *Minimalität von  $h_i^A$ :*

(Satz 5.6, Forts.)

Sei  $g_i \geq 0, i \in E$  weitere Lösung. Für  $i \in A$  ist  $1 = h_i^A \geq 1 = g_i$ .  
Für  $i \in A^c$

$$\begin{aligned}g_i &= \sum_{j \in E} g_j p_{ij} = \sum_{j \in A} p_{ij} 1 + \sum_{j \in A^c} p_{ij} g_j \\&= \sum_{j \in A} p_{ij} + \sum_{j \in A^c} p_{ij} \sum_{k \in E} p_{jk} g_k \\&= \sum_{j \in A} p_{ij} + \sum_{j \in A^c} p_{ij} \sum_{k \in A} p_{jk} + \sum_{j \in A^c} p_{ij} \sum_{k \in A^c} p_{jk} g_k \\&= P(T_A = 1 | X_0 = i) + P(T_A = 2 | X_0 = i) + \sum_{j \in A^c} p_{ij} \sum_{k \in A^c} p_{jk} g_k \\&= P(T_A = 1 | X_0 = i) + P(T_A = 2 | X_0 = i) + \cdots + P(T_A = N | X_0 = i) \\&\quad + \sum_{j_1 \in A^c} \sum_{j_2 \in A^c} \cdots \sum_{j_N \in A^c} p_{ij_1} p_{j_1 j_2} \cdots p_{j_{N-1} j_N} g_{j_N} \\&\stackrel{g \geq 0}{\geq} P(T_A \leq N | X_0 = i) \quad \forall N \in \mathbb{N}.\end{aligned}$$

Mit  $N \rightarrow \infty$  und monoton. Konvergenz  
 $\Rightarrow g_i \geq P(T_A < \infty | X_0 = i) = h_i^A$ .

□

# Anwendung – Ruinwahrscheinlichkeit

## Bsp. 5.2 (Forts.)

$h_i = P(T^{\{0\}} < \infty \mid X_0 = i)$ ,  $i \in \mathbb{N}_0$  ist die minimale nichtnegative Lösung von  $h_0 = 1$  und  $h_i = ph_{i+1} + qh_{i-1}$  für  $i \in \mathbb{N}$ .

• Falls  $p \neq q$ :  $\Rightarrow h_i = A + B\left(\frac{q}{p}\right)^i$  für  $i \in \mathbb{N}_0$ .

Falls  $p < q$  folgt aus  $h_i \in [0, 1]$ , dass  $B = 0$  und wegen  $A = h_0 = 1$ , dass  $h_i = 1$ , d.h. Ruin fast sicher in endlicher Zeit.

Falls  $p > q$ , folgt wegen  $h_0 = 1$  dass  $A + B = 1$ , d.h.

$h_i = \left(\frac{q}{p}\right)^i + A\left(1 - \left(\frac{q}{p}\right)^i\right)$ , und wegen  $h \geq 0$ , dass  $A \geq 0$ .  $\Rightarrow$

Minimale Lösung gegeben durch  $h_i = \left(\frac{q}{p}\right)^i$ .

D.h. Ruinwahrscheinlichkeit echt kleiner eins, eponentiell fallend mit dem Anfangskapital  $i$ .

• Falls  $p = q$ :  $\Rightarrow h_i = A + Bi$ , wobei wegen  $0 \leq h \leq 1$  gelten muss, dass  $B = 0$  und  $A = 1 \Rightarrow h_i = 1 \forall i$ .

# 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

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