Monopoly als Markowkette

Florian Schmoll

24.05.18

Theorie

2 Modellierung

Fortsetzung Theorie

Sei $X=(X_t)_{t\in I}$ ein zeitdiskreter stochastischer Prozess (also eine Familie von Zufallsvariablen X_t), so dass jede Zufallsvariable X_t nur Werte aus dem endlichen Zustandsraum J annehmen kann. X heißt Markowkette, wenn gilt:

$$\mathbb{P}(X_{t+1}=i_{t+1}|X_t=i_t)=\mathbb{P}(X_{t+1}=i_{t+1}|X_t=i_t,X_{t-1}=i_{t-1},...,X_0=i_0),$$

für alle $t \in I$, $i_0, ..., i_{t+1} \in J$.

Die Wahrscheinlichkeiten $p_{ij}^t := \mathbb{P}(X_t = j | X_0 = i)$ werden

Übergangswahrscheinlichkeiten genannt und lassen sich in einer Übergangsmatrix $P^t = (p^t_{ij})_{i,j \in J}$ zusammenfassen. Eine Markowkette heißt homogen, falls gilt:

$$\mathbb{P}(X_{t+1} = j | X_t = i) = \mathbb{P}(X_1 = j | X_0 = i), \ \forall i, j \in J, \ t \in I.$$

Beispiel

Wir betrachte eine vereinfachte Version von Monopoly, in der es nur 4 Felder gibt. Durch werfen eines Würfels mit den Augenzahlen 1, 2 und 3 gelangen wir von einem Feld auf ein anderes. Der Zustandsraum ist also $J=\{0,1,2,3\}$ und die Übergangsmatrix P ist:

$$P = \begin{pmatrix} 0 & \frac{1}{3} & \frac{1}{3} & \frac{1}{3} \\ \frac{1}{3} & 0 & \frac{1}{3} & \frac{1}{3} \\ \frac{1}{3} & \frac{1}{3} & 0 & \frac{1}{3} \\ \frac{1}{3} & \frac{1}{3} & \frac{1}{3} & 0 \end{pmatrix}$$

Sei $X=(X_t)_{t\in I}$ eine endliche und zeitdiskrete Markowkette mit Zustandsraum J. X heißt **irreduzibel**, wenn für alle $i,j\in J$ ein $n\in I$ existiert, sodass $p_{ii}^n>0$ gilt.

Sei $X=(X_t)_{t\in I}$ eine endliche und zeitdiskrete Markowkette mit Zustandsraum J. X heißt **irreduzibel**, wenn für alle $i,j\in J$ ein $n\in I$ existiert, sodass $p_{ij}^n>0$ gilt.

Definition

Sei X eine homogene Markowkette und π eine Verteilung, das heißt $\pi_i \geq 0 \ \forall i \in J, \ \sum_{i \in J} \pi_i = 1$. Die Verteilung π heißt **invariant** oder **stationäre Verteilung** bzgl. X, wenn $\pi P = \pi$ gilt.

Wir betrachten zunächst die Züge als Zeiteinheit der Markowkette. Es treten folgende Probleme auf:

- Pasch-Regel machen die Berechnungen sehr komplex
- Ubergänge durch Ereignis-/Gemeinschaftskarten
- Gefägnis

Wir betrachten zunächst die Züge als Zeiteinheit der Markowkette. Es treten folgende Probleme auf:

- Pasch-Regel machen die Berechnungen sehr komplex
- Ubergänge durch Ereignis-/Gemeinschaftskarten
- Gefägnis

Ereignis-/Gemeinschaftskarten

Modellierung durch Randomisierung: Nach dem Ziehen einer Karte wird diese sofort wieder zurückgelegt und der Stapel neu gemischt, sodass die Wahrscheinlichkeit eine bestimmte Karte zu ziehen immer gleich $\frac{1}{16}$ ist.

Wir betrachten zunächst die Züge als Zeiteinheit der Markowkette. Es treten folgende Probleme auf:

- Pasch-Regel machen die Berechnungen sehr komplex
- Übergänge durch Ereignis-/Gemeinschaftskarten
- Gefägnis

Wir betrachten zunächst die Züge als Zeiteinheit der Markowkette. Es treten folgende Probleme auf:

- Pasch-Regel machen die Berechnungen sehr komplex
- Übergänge durch Ereignis-/Gemeinschaftskarten
- Gefägnis

Gefägnis

Modellierung durch das Einführen dreier Zustände:

- 300: 0 Züge im Gefägnis verbracht
- 301: 1 Zug im Gefägnis verbracht
- 302: 2 Züge im Gefägnis verbracht

Wir betrachten zunächst die Züge als Zeiteinheit der Markowkette. Es treten folgende Probleme auf:

- Pasch-Regel machen die Berechnungen sehr komplex
- Ubergänge durch Ereignis-/Gemeinschaftskarten
- Gefägnis

Wir betrachten zunächst die Züge als Zeiteinheit der Markowkette. Es treten folgende Probleme auf:

- Pasch-Regel machen die Berechnungen sehr komplex
- Ubergänge durch Ereignis-/Gemeinschaftskarten
- Gefägnis

Paschregel

Würfe als Zeiteinheit zur einfacheren Berechnung der Wahrscheinlichkeiten.

Für jedes Feld werden drei Zustände eingeführt:

- n: Zu Beginn des Zuges auf dem Feld n
- n': Nach einem Würfelwurf auf dem Feld n
- n": Nach zwei Würfelwürfen auf dem Feld n

Markowkette der Züge

Wir erhalten die Übergangsmatrix:

$$P := \begin{pmatrix} A & B & 0 & J_3 \\ A & 0 & B & J_3 \\ A & 0 & 0 & J_4 \\ J_1 & J_2 & 0 & J_5 \end{pmatrix}$$

Herleitung der Übergangsmatrix für Würfe

Sei (X,X_J) eine Startverteilung der Markowkette der Züge, wobei X_J die Wahrscheinlichkeiten der drei Gefängniszustände beinhaltet. Offensichtlich erhalten wir mit $(X,0,0,X_J)$ durch Einfügen ausreichend vieler Einträge der Größe 0 eine Startverteilung der Markowkette der Würfe. Wir erhalten für den nächsten Wurf:

$$(X,0,0,X_J)\begin{pmatrix} A & B & 0 & J_3 \\ A & 0 & B & J_3 \\ A & 0 & 0 & J_4 \\ J_1 & J_2 & 0 & J_5 \end{pmatrix} = (XA + X_J J_1, XB + X_J J_2, 0, XJ_3 + X_J J_5)$$

Herleitung der Übergangsmatrix für Würfe

Sei (X,X_J) eine Startverteilung der Markowkette der Züge, wobei X_J die Wahrscheinlichkeiten der drei Gefängniszustände beinhaltet. Offensichtlich erhalten wir mit $(X,0,0,X_J)$ durch Einfügen ausreichend vieler Einträge der Größe 0 eine Startverteilung der Markowkette der Würfe. Wir erhalten für den nächsten Wurf:

$$(X,0,0,X_J)\begin{pmatrix} A & B & 0 & J_3 \\ A & 0 & B & J_3 \\ A & 0 & 0 & J_4 \\ J_1 & J_2 & 0 & J_5 \end{pmatrix} = (XA + X_J J_1, XB + X_J J_2, 0, XJ_3 + X_J J_5)$$

Ein weiterer Wurf ergibt:

$$(0, XB + X_J J_2, 0, 0) \cdot P = (XBA + X_J J_2 A, 0, XB^2 + X_J J_2 B, XBJ_3 + X_J J_2 J_3)$$

Ein weiterer Wurf:

$$(0,0,XB^2+X_JJ_2B,0)\cdot P=\big(XB^2A+X_JJ_2BA,\ 0,\ 0,\ XB^2J_4+X_JJ_2BJ_4\big)$$

Somit ergibt sich folgender Zustandsvektor nach einem Ubergang:

$$\left(X[I+B+B^2]A+X_J[J_1+J_2A+J_2BA],\;X[J_3+BJ_3+B^2J_4]+X_J[J_5+J_2J_3+J_2BJ_4]\right)$$

Ein weiterer Wurf:

$$(0,0,XB^2+X_JJ_2B,0)\cdot P=(XB^2A+X_JJ_2BA,\ 0,\ 0,\ XB^2J_4+X_JJ_2BJ_4)$$

Somit ergibt sich folgender Zustandsvektor nach einem Ubergang:

$$(X[I+B+B^2]A+X_J[J_1+J_2A+J_2BA], X[J_3+BJ_3+B^2J_4]+X_J[J_5+J_2J_3+J_2BJ_4])$$

Ausgehend von der Startverteilung (X, X_J) ergibt sich also für die Markowkette der Züge eine Übergangsmatrix der Form:

$$\begin{pmatrix} [I+B+B^2]A & J_3+BJ_3+B^2J_4 \\ J_1+J_2A+J_2BA & J_5+J_2J_3+J_2BJ_4 \end{pmatrix}$$

Seien $i, j \in J$. Wir bezeichnen

$$T_j := \inf\{n \ge 1 | X_n = j\}$$

als Rückkehrzeit von j und

$$\tau_{ij} := \inf\{n \ge 1 | X_n = j, \ X_0 = i\}$$

als Rückkehrzeit von j bei Start in i. Außerdem sei $\rho_{ij} := \mathbb{P}(\tau_{ij} < \infty) = \mathbb{P}(T_j < \infty | X_0 = i).$

Seien $i, j \in J$. Wir bezeichnen

$$T_j := \inf\{n \ge 1 | X_n = j\}$$

als Rückkehrzeit von j und

$$\tau_{ij} := \inf\{n \ge 1 | X_n = j, \ X_0 = i\}$$

als **Rückkehrzeit von** j **bei Start in** i. Außerdem sei $\rho_{ij} := \mathbb{P}(\tau_{ij} < \infty) = \mathbb{P}(T_j < \infty | X_0 = i)$.

Definition

Sei $i \in J$ ein beliebiger Zustand. Wir nennen i:

- transient, wenn $\rho_{ii} < 1$,
- rekurrent, wenn $\rho_{ii} = 1$.

Sei $j \in J$ ein rekurrenter Zustand, dann nennen wir j:

- null-rekurrent, wenn $\mathbb{E}(\tau_{ii}) = \infty$,
- positiv rekurrent, wenn $\mathbb{E}(\tau_{ii}) < \infty$.

Sei $j \in J$ ein rekurrenter Zustand, dann nennen wir j:

- null-rekurrent, wenn $\mathbb{E}(\tau_{ii}) = \infty$,
- positiv rekurrent, wenn $\mathbb{E}(\tau_{ii}) < \infty$.

Satz

X ist positiv rekurrent, das heißt alle Zustände $i \in J$ sind positiv rekurrent.

Sei $j \in J$ ein rekurrenter Zustand, dann nennen wir j:

- null-rekurrent, wenn $\mathbb{E}(au_{ii}) = \infty$,
- positiv rekurrent, wenn $\mathbb{E}(\tau_{ii}) < \infty$.

Satz

X ist positiv rekurrent, das heißt alle Zustände $i \in J$ sind positiv rekurrent.

Definition

Sei J=1,...,n der Zustandsraum von X und $\nu=(\nu_1,...,\nu_n)$ eine Startverteilung, also $\sum_{j\in J}\nu_j=1$ und $\nu_j\geq 0,\ \forall j\in J.$ Dann ist \mathbb{P}_{ν} das Wahrscheinlichkeitsmaß von X mit Startverteilung ν und es gilt:

$$\mathbb{P}_{\nu}(X_n=i):=\sum_{j\in J}\nu_j\mathbb{P}(X_n=i|X_0=j)$$

Für alle $j \in J$ und alle Startverteilungen ν gilt $\mathbb{P}_{\nu}(T_i < \infty) = 1$.

Für alle $j \in J$ und alle Startverteilungen ν gilt $\mathbb{P}_{\nu}(T_i < \infty) = 1$.

Satz

Es existiert eine stationäre Verteilung $\pi = (\pi_1, ..., \pi_n)$ für X.

Für alle $j \in J$ und alle Startverteilungen ν gilt $\mathbb{P}_{\nu}(T_i < \infty) = 1$.

Satz

Es existiert eine stationäre Verteilung $\pi = (\pi_1, ..., \pi_n)$ für X.

Folgerung

$$\pi P = \pi \Rightarrow \pi P^n = \pi, \ \forall n \in \mathbb{N}.$$

Für alle $j \in J$ und alle Startverteilungen ν gilt $\mathbb{P}_{\nu}(T_i < \infty) = 1$.

Satz

Es existiert eine stationäre Verteilung $\pi = (\pi_1, ..., \pi_n)$ für X.

Folgerung

$$\pi P = \pi \Rightarrow \pi P^n = \pi, \ \forall n \in \mathbb{N}.$$

Satz

 $\pi=(\pi_1,...,\pi_n)$ mit $\pi_i:=\frac{1}{\mathbb{E}(\tau_i)}$ ist die eindeutige stationäre Verteilung von X.

Sei $X=(X_n)_{n\in I}$ eine Markowkette und $\mathcal{F}=(\mathcal{F}_n)_{n\in I}$ eine Familie von σ -Algebren, für die gilt $\mathcal{F}_n:=\sigma(X_n)=\sigma(\{X_n^{-1}(B)|B\in\mathcal{B}(\mathbb{R})\})$ eine Filtrierung. Sei außerdem $\mathcal{F}_\infty=\bigcup_{n=1}^\infty \mathcal{F}_n$. Sei nun $\tau:\Omega\to\mathbb{N}_0$. Wir nennen τ eine Stoppzeit bzgl. X, falls gilt:

$$\{\tau \leq n\} \in \mathcal{F}_n \ \forall n \in \mathbb{N}_0.$$

Sei $X=(X_n)_{n\in I}$ eine Markowkette und $\mathcal{F}=(\mathcal{F}_n)_{n\in I}$ eine Familie von σ -Algebren, für die gilt $\mathcal{F}_n:=\sigma(X_n)=\sigma(\{X_n^{-1}(B)|B\in\mathcal{B}(\mathbb{R})\})$ eine Filtrierung. Sei außerdem $\mathcal{F}_\infty=\bigcup_{n=1}^\infty \mathcal{F}_n$. Sei nun $\tau:\Omega\to\mathbb{N}_0$. Wir nennen τ eine Stoppzeit bzgl. X, falls gilt:

$$\{\tau \leq n\} \in \mathcal{F}_n \ \forall n \in \mathbb{N}_0.$$

Definition

Sei $X = (X_n)_{n \in I}$ eine Markowkette mit Zustandsraum J. Die Periode von $i \in J$ ist der größte gemeinsame Teiler der Menge:

$$\{n\in\mathbb{N}|p_{ii}^n>0\}.$$

Ist die Periode von i gleich 1, so heißt i aperiodisch. Wir nennen X aperiodisch, falls alle Zustände aperiodisch sind.

Sei X eine irreduzible, aperiodische Markowkette mit stationärer Verteilung π . Dann gilt:

$$\lim_{n\to\infty} \mathbb{P}(X_n = j) = \pi_j \ \forall j \in J$$

und insbesonders:

$$\lim_{n\to\infty}p_{ij}^n=\pi_n\;\forall i,j\in J.$$