Langzeitverhalten von Markowketten

Nogarbek Sharykpayev, Bent Müller

Universität Hamburg

15.06.2021

Struktur der Präsentation

Wiederholung

Wir nennen eine Markowkette *homolog* , wenn die Übergangswahrscheinlichkeiten *unabhängig* vom Zeitpunkt sind.

Wiederholung - Übergangsmatrix

In diesem Fall können wir eine Übergangsmatrix wie folgt bilden:

$$\mathbb{P} = (p_{ij}) = \begin{pmatrix} p_{11} & \cdots & p_{1n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{n1} & \cdots & p_{nn} \end{pmatrix}$$

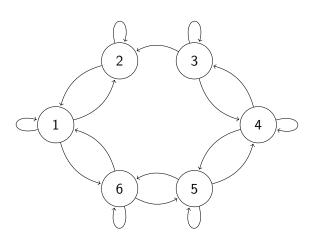
Wiederholung - Übergangsmatrix

In diesem Fall können wir eine Übergangsmatrix wie folgt bilden:

$$\mathbb{P}=(p_{ij})=\begin{pmatrix}p_{11}&\cdots&p_{1n}\\\vdots&\ddots&\vdots\\p_{n1}&\cdots&p_{nn}\end{pmatrix}$$

Wobei hier der Zustandsraum n Elemente enthält, und jeweils p_{ij} die Wahrscheinlichkeit ist in einem beliebigen Zeitpunkt von Zustand i in Zustand j zu gelangen.

Wir betrachten eine Markowkette mit Übergangsgraphen:



Die Ubergangsmatrix sei Folgende:

$$\mathbb{P} = \begin{pmatrix} 0.60 & 0.15 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.25 \\ 0.25 & 0.75 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 \\ 0.00 & 0.40 & 0.50 & 0.10 & 0.00 & 0.00 \\ 0.00 & 0.00 & 0.35 & 0.60 & 0.05 & 0.00 \\ 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.25 & 0.50 & 0.25 \\ 0.25 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.25 & 0.50 \end{pmatrix}$$

Die Übergangsmatrix sei Folgende:

$$\mathbb{P} = \begin{pmatrix} 0.60 & 0.15 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.25 \\ 0.25 & 0.75 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 \\ 0.00 & 0.40 & 0.50 & 0.10 & 0.00 & 0.00 \\ 0.00 & 0.00 & 0.35 & 0.60 & 0.05 & 0.00 \\ 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.25 & 0.50 & 0.25 \\ 0.25 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.25 & 0.50 \end{pmatrix}$$

Wir behaupten, es gibt ein $L \in \mathbb{N}$, sodass alle Einträge von $\mathbb{P}^{(L)}$ strikt positiv sind.

Die Ubergangsmatrix sei Folgende:

$$\mathbb{P} = \begin{pmatrix} 0.60 & 0.15 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.25 \\ 0.25 & 0.75 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 \\ 0.00 & 0.40 & 0.50 & 0.10 & 0.00 & 0.00 \\ 0.00 & 0.00 & 0.35 & 0.60 & 0.05 & 0.00 \\ 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.25 & 0.50 & 0.25 \\ 0.25 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.25 & 0.50 \end{pmatrix}$$

Wir behaupten, es gibt ein $L \in \mathbb{N}$, sodass alle Einträge von $\mathbb{P}^{(L)}$ strikt positiv sind.

Wir schauen uns jetzt ein paar Potenzen dieser Matrix an.

$$\mathbb{P}^{(2)} = \begin{pmatrix} 0.4600 & 0.2025 & 0.0000 & 0.0000 & 0.0625 & 0.2750 \\ 0.3375 & 0.6000 & 0.0000 & 0.0000 & 0.0000 & 0.0625 \\ 0.1000 & 0.5000 & 0.2850 & 0.1100 & 0.0050 & 0.0000 \\ 0.0000 & 0.1400 & 0.3850 & 0.4075 & 0.0550 & 0.0125 \\ 0.0625 & 0.0000 & 0.0875 & 0.2750 & 0.3250 & 0.2500 \\ 0.2750 & 0.0375 & 0.0000 & 0.0625 & 0.2500 & 0.3750 \end{pmatrix}$$

$$\mathbb{P}^{(3)} = \begin{pmatrix} 0.3954 & 0.2209 & 0.0000 & 0.0156 & 0.1000 & 0.2681 \\ 0.3681 & 0.5006 & 0.0000 & 0.0000 & 0.0156 & 0.1156 \\ 0.1850 & 0.5040 & 0.1810 & 0.0958 & 0.0080 & 0.0263 \\ 0.0381 & 0.2590 & 0.3351 & 0.2967 & 0.0510 & 0.0200 \\ 0.1000 & 0.0444 & 0.1400 & 0.2550 & 0.2388 & 0.2219 \\ 0.2681 & 0.0694 & 0.0219 & 0.1000 & 0.2219 & 0.3187 \end{pmatrix}$$

$$\mathbb{P}^{(4)} = \begin{pmatrix} 0.3595 & 0.2250 & 0.0055 & 0.0344 & 0.1178 & 0.2579 \\ 0.3749 & 0.4307 & 0.0000 & 0.0039 & 0.0367 & 0.1538 \\ 0.2436 & 0.4781 & 0.1240 & 0.0775 & 0.0153 & 0.0614 \\ 0.0926 & 0.3340 & 0.2714 & 0.2243 & 0.0453 & 0.0323 \\ 0.1266 & 0.1043 & 0.1593 & 0.2267 & 0.1876 & 0.1956 \\ 0.2579 & 0.1010 & 0.0459 & 0.1177 & 0.1956 & 0.2819 \end{pmatrix}$$

$$\mathbb{P}^{(5)} = \begin{pmatrix} 0.3364 & 0.2248 & 0.0148 & 0.0506 & 0.1251 & 0.2483 \\ 0.3711 & 0.3793 & 0.0014 & 0.0115 & 0.0570 & 0.1798 \\ 0.2810 & 0.4448 & 0.0891 & 0.0628 & 0.0269 & 0.0954 \\ 0.1472 & 0.3730 & 0.2142 & 0.1731 & 0.0420 & 0.0506 \\ 0.1509 & 0.1609 & 0.1590 & 0.1988 & 0.1540 & 0.1764 \\ 0.2505 & 0.1328 & 0.0641 & 0.1241 & 0.1742 & 0.2543 \end{pmatrix}$$

$$\mathbb{P}^{(5)} = \begin{pmatrix} 0.3364 & 0.2248 & 0.0148 & 0.0506 & 0.1251 & 0.2483 \\ 0.3711 & 0.3793 & 0.0014 & 0.0115 & 0.0570 & 0.1798 \\ 0.2810 & 0.4448 & 0.0891 & 0.0628 & 0.0269 & 0.0954 \\ 0.1472 & 0.3730 & 0.2142 & 0.1731 & 0.0420 & 0.0506 \\ 0.1509 & 0.1609 & 0.1590 & 0.1988 & 0.1540 & 0.1764 \\ 0.2505 & 0.1328 & 0.0641 & 0.1241 & 0.1742 & 0.2543 \end{pmatrix}$$

Also sehen wir, dass unsere Behauptung für L = 5 stimmt.

$$\mathbb{P}^{(5)} = \begin{pmatrix} 0.3364 & 0.2248 & 0.0148 & 0.0506 & 0.1251 & 0.2483 \\ 0.3711 & 0.3793 & 0.0014 & 0.0115 & 0.0570 & 0.1798 \\ 0.2810 & 0.4448 & 0.0891 & 0.0628 & 0.0269 & 0.0954 \\ 0.1472 & 0.3730 & 0.2142 & 0.1731 & 0.0420 & 0.0506 \\ 0.1509 & 0.1609 & 0.1590 & 0.1988 & 0.1540 & 0.1764 \\ 0.2505 & 0.1328 & 0.0641 & 0.1241 & 0.1742 & 0.2543 \end{pmatrix}$$

Also sehen wir, dass unsere Behauptung für L = 5 stimmt.

Nach 5 Schritten ist es also möglich von jedem Zustand in jeden anderen Zustand zu gelangen.

$$\mathbb{P}^{(5)} = \begin{pmatrix} 0.3364 & 0.2248 & 0.0148 & 0.0506 & 0.1251 & 0.2483 \\ 0.3711 & 0.3793 & 0.0014 & 0.0115 & 0.0570 & 0.1798 \\ 0.2810 & 0.4448 & 0.0891 & 0.0628 & 0.0269 & 0.0954 \\ 0.1472 & 0.3730 & 0.2142 & 0.1731 & 0.0420 & 0.0506 \\ 0.1509 & 0.1609 & 0.1590 & 0.1988 & 0.1540 & 0.1764 \\ 0.2505 & 0.1328 & 0.0641 & 0.1241 & 0.1742 & 0.2543 \end{pmatrix}$$

Weiter behaupten wir, dass die Übergangsmatrix jetzt konvergiert wenn wir die Potenz gegen ∞ laufen lassen.

$$\mathbb{P}^{(10)} = \begin{pmatrix} 0.2893 & 0.2395 & 0.0532 & 0.0850 & 0.1199 & 0.2131 \\ 0.3213 & 0.2652 & 0.0292 & 0.0589 & 0.1086 & 0.2168 \\ 0.3218 & 0.3119 & 0.0365 & 0.0530 & 0.0863 & 0.1904 \\ 0.2926 & 0.3478 & 0.0688 & 0.0698 & 0.0680 & 0.1531 \\ 0.2518 & 0.2880 & 0.0950 & 0.1064 & 0.0951 & 0.1636 \\ 0.2598 & 0.2433 & 0.0802 & 0.1059 & 0.1170 & 0.1939 \end{pmatrix}$$

$$\mathbb{P}^{(20)} = \begin{pmatrix} 0.2882 & 0.2653 & 0.0587 & 0.0828 & 0.1074 & 0.1977 \\ 0.2884 & 0.2609 & 0.0577 & 0.0831 & 0.1096 & 0.2003 \\ 0.2918 & 0.2608 & 0.0547 & 0.0807 & 0.1097 & 0.2023 \\ 0.2958 & 0.2648 & 0.0518 & 0.0773 & 0.1079 & 0.2023 \\ 0.2935 & 0.2705 & 0.0548 & 0.0783 & 0.1051 & 0.1978 \\ 0.2899 & 0.2694 & 0.0578 & 0.0810 & 0.1055 & 0.1963 \end{pmatrix}$$

$$\mathbb{P}^{(200)} = \begin{pmatrix} 0.2900 & 0.2652 & 0.0570 & 0.0815 & 0.1075 & 0.1988 \\ 0.2900 & 0.2652 & 0.0570 & 0.0815 & 0.1075 & 0.1988 \\ 0.2900 & 0.2652 & 0.0570 & 0.0815 & 0.1075 & 0.1988 \\ 0.2900 & 0.2652 & 0.0570 & 0.0815 & 0.1075 & 0.1988 \\ 0.2900 & 0.2652 & 0.0570 & 0.0815 & 0.1075 & 0.1988 \\ 0.2900 & 0.2652 & 0.0570 & 0.0815 & 0.1075 & 0.1988 \\ 0.2900 & 0.2652 & 0.0570 & 0.0815 & 0.1075 & 0.1988 \\ \end{pmatrix}$$

Wir nennen den Zeilenvektor gegen welche die Übergangsmatrix konvergiert **invariante Verteilung**, beziehungsweise ρ .

Wir nennen den Zeilenvektor gegen welche die Übergangsmatrix konvergiert **invariante Verteilung**, beziehungsweise ρ .

$$\mathbb{P}^{(200)} = \begin{pmatrix} 0.2900 & 0.2652 & 0.0570 & 0.0815 & 0.1075 & 0.1988 \\ 0.2900 & 0.2652 & 0.0570 & 0.0815 & 0.1075 & 0.1988 \\ 0.2900 & 0.2652 & 0.0570 & 0.0815 & 0.1075 & 0.1988 \\ 0.2900 & 0.2652 & 0.0570 & 0.0815 & 0.1075 & 0.1988 \\ 0.2900 & 0.2652 & 0.0570 & 0.0815 & 0.1075 & 0.1988 \\ 0.2900 & 0.2652 & 0.0570 & 0.0815 & 0.1075 & 0.1988 \\ 0.2900 & 0.2652 & 0.0570 & 0.0815 & 0.1075 & 0.1988 \\ \end{pmatrix}$$

Wir nennen den Zeilenvektor gegen welche die Übergangsmatrix konvergiert **invariante Verteilung**, beziehungsweise ρ .

$$\mathbb{P}^{(200)} = \begin{pmatrix} 0.2900 & 0.2652 & 0.0570 & 0.0815 & 0.1075 & 0.1988 \\ 0.2900 & 0.2652 & 0.0570 & 0.0815 & 0.1075 & 0.1988 \\ 0.2900 & 0.2652 & 0.0570 & 0.0815 & 0.1075 & 0.1988 \\ 0.2900 & 0.2652 & 0.0570 & 0.0815 & 0.1075 & 0.1988 \\ 0.2900 & 0.2652 & 0.0570 & 0.0815 & 0.1075 & 0.1988 \\ 0.2900 & 0.2652 & 0.0570 & 0.0815 & 0.1075 & 0.1988 \\ 0.2900 & 0.2652 & 0.0570 & 0.0815 & 0.1075 & 0.1988 \\ \end{pmatrix}$$

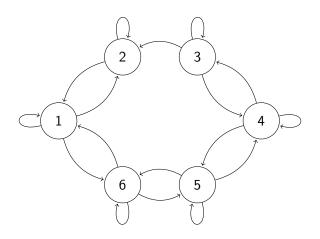
$$\Rightarrow \rho = (0.29, 0.2652, 0.057, 0.0815, 0.1075, 0.1988)$$

Wir nennen den Zeilenvektor gegen welche die Übergangsmatrix konvergiert **invariante Verteilung**, beziehungsweise ρ .

$$\Rightarrow \rho = (0.29, 0.2652, 0.057, 0.0815, 0.1075, 0.1988)$$

Dieser sagt uns, unabhängig vom Startpunkt, wie wahrscheinlich es ist zu einem beliebigen Zeitpunkt in einem bestimmten Zustand zu sein.

Invariante Verteilung der Markowkette



 $\rho = (0.29, 0.2652, 0.057, 0.0815, 0.1075, 0.1988)$

Invariante Verteilung - Intuition

$$\rho = (0.29, 0.2652, 0.057, 0.0815, 0.1075, 0.1988)$$

Lassen wir die Markowkette unendlich lange 'laufen', so halten wir uns 29% der Zeit in Zustand 1 auf.

Invariante Verteilung - Eigenschaft

 ρ als Zeilenvektor ist **linker** Eigenvektor der Übergangsmatrix \mathbb{P} :

$$\rho = \rho \mathbb{P}$$

Invariante Verteilung - Eigenschaft

 ρ als Zeilenvektor ist **linker** Eigenvektor der Übergangsmatrix \mathbb{P} :

$$\rho = \rho \mathbb{P}$$

Das heißt aber einfach:

$$\rho = \mathbb{P}^{\mathsf{T}} \rho$$

Aussage: Gibt es für eine Markowkette mit endlich vielen Zuständen ein $L \in \mathbb{N}$, sodass die L-Schritt-Übergangsmatrix $\mathbb{P}^{(L)}$ nur strikt positive Elemente enthält, dann konvergieren die p_{ij} gegen die von i unabhängige Verteilung ρ .

Aussage: $\exists L \in \mathbb{N} : \mathbb{P}^{(L)} > 0 \Rightarrow \lim_{L \to \infty} \mathbb{P}^{(L)}$ konvergiert. Beweis:

Wir setzen

$$m_j^{(n)} = \min_i p_{ij}^{(n)}$$
 und $M_j^{(n)} = \max_i p_{ij}^{(n)}$.

Aussage: $\exists L \in \mathbb{N} : \mathbb{P}^{(L)} > 0 \Rightarrow \lim_{L \to \infty} \mathbb{P}^{(L)}$ konvergiert. Beweis:

Wir setzen

$$m_j^{(n)} = \min_i p_{ij}^{(n)}$$
 und $M_j^{(n)} = \max_i p_{ij}^{(n)}$.

Dann gilt

$$m_j^{(n+1)} = \min_i \sum_{h \in I} p_{ih} p_{hj}^{(n)} \ge \min_i \sum_{h \in I} p_{ih} m_j^{(n)} = m_j^{(n)},$$

und analog $M_j^{(n+1)} \leq M_j^{(n)}$.

Aussage: $\exists L \in \mathbb{N} : \mathbb{P}^{(L)} > 0 \Rightarrow \lim_{L \to \infty} \mathbb{P}^{(L)}$ konvergiert. Beweis:

Wir setzen außerdem

$$\delta = \min_{(i,j)\in I^2} p_{ij}^{(L)} \geq 0.$$

Aussage: $\exists L \in \mathbb{N} : \mathbb{P}^{(L)} > 0 \Rightarrow \lim_{L \to \infty} \mathbb{P}^{(L)}$ konvergiert. Beweis:

Wir setzen außerdem

$$\delta = \min_{(i,j)\in I^2} p_{ij}^{(L)} \geq 0.$$

Weiter setzen wir für feste $h, i \in I$, die Summe über alle Indize k für welche $p_{hk}^{(L)} \geq p_{ik}^{(L)}$ gilt als \sum_{k+} und \sum_{k-} für die übrigen Indize k.

Aussage: $\exists L \in \mathbb{N} : \mathbb{P}^{(L)} > 0 \Rightarrow \lim_{L \to \infty} \mathbb{P}^{(L)}$ konvergiert. Beweis:

Wir veranschaulichen dies an der Ubergangsmatrix ℙ von vorhin:

Aussage: $\exists L \in \mathbb{N} : \mathbb{P}^{(L)} > 0 \Rightarrow \lim_{L \to \infty} \mathbb{P}^{(L)}$ konvergiert. Beweis:

Wir veranschaulichen dies an der Ubergangsmatrix \mathbb{P} von vorhin:

Somit wären hier die beiden Indexmengen k+ und k-

$$k+=\{1,5,6\}, \quad k-=\{2,3,4\}.$$

Aussage: $\exists L \in \mathbb{N} : \mathbb{P}^{(L)} > 0 \Rightarrow \lim_{L \to \infty} \mathbb{P}^{(L)}$ konvergiert. Beweis:

Wir beobachten:

$$\sum_{k+} \left(p_{hk}^{(L)} - p_{ik}^{(L)} \right) + \sum_{k-} \left(p_{hk}^{(L)} - p_{ik}^{(L)} \right) = 1 - 1 = 0$$

Aussage: $\exists L \in \mathbb{N} : \mathbb{P}^{(L)} > 0 \Rightarrow \lim_{L \to \infty} \mathbb{P}^{(L)}$ konvergiert. Beweis:

Wir beobachten:

$$\sum_{k+} \left(p_{hk}^{(L)} - p_{ik}^{(L)} \right) + \sum_{k-} \left(p_{hk}^{(L)} - p_{ik}^{(L)} \right) = 1 - 1 = 0$$

Sei nun für festes n, n ein Zustand, sodass $p_{hj}^{(n+L)}$ maximal ist und i ein Zustand, sodass $p_{ij}^{(n+L)}$ minimal ist.

Aussage: $\exists L \in \mathbb{N} : \mathbb{P}^{(L)} > 0 \Rightarrow \lim_{L \to \infty} \mathbb{P}^{(L)}$ konvergiert. Beweis:

Sei nun für festes n, h ein Zustand, sodass $p_{hj}^{(n+L)}$ maximal ist und i ein Zustand, sodass $p_{ij}^{(n+L)}$ minimal ist.

Dann gilt:

$$M_j^{(n+L)} - m_j^{(n+L)} = p_{hj}^{(n+L)} - p_{ij}^{(n+L)}$$

Aussage: $\exists L \in \mathbb{N} : \mathbb{P}^{(L)} > 0 \Rightarrow \lim_{L \to \infty} \mathbb{P}^{(L)}$ konvergiert. Beweis:

Sei nun für festes n, h ein Zustand, sodass $p_{hj}^{(n+L)}$ maximal ist und i ein Zustand, sodass $p_{ij}^{(n+L)}$ minimal ist.

Dann gilt:

$$M_j^{(n+L)} - m_j^{(n+L)} = p_{hj}^{(n+L)} - p_{ij}^{(n+L)}$$

$$= \sum_{k} \left(p_{hk}^{(L)} - p_{ik}^{(L)} \right) p_{kj}^{(n)}$$

Aussage: $\exists L \in \mathbb{N} : \mathbb{P}^{(L)} > 0 \Rightarrow \lim_{L \to \infty} \mathbb{P}^{(L)}$ konvergiert. Beweis:

$$= \sum_{k} \left(p_{hk}^{(L)} - p_{ik}^{(L)} \right) p_{kj}^{(n)}$$

$$\leq \sum_{k} \left(p_{hk}^{(L)} - p_{ik}^{(L)} \right) \left(M_j^{(n)} - m_j^{(n)} \right)$$

Aussage: $\exists L \in \mathbb{N} : \mathbb{P}^{(L)} > 0 \Rightarrow \lim_{L \to \infty} \mathbb{P}^{(L)}$ konvergiert. Beweis:

$$\begin{split} &= \sum_{k} \left(p_{hk}^{(L)} - p_{ik}^{(L)} \right) p_{kj}^{(n)} \\ &\leq \sum_{k+} \left(p_{hk}^{(L)} - p_{ik}^{(L)} \right) \left(M_{j}^{(n)} - m_{j}^{(n)} \right) \\ &\leq (1 - \delta) \left(M_{j}^{(n)} - m_{j}^{(n)} \right) \end{split}$$

Nun folgt induktiv für ein $a \ge 0$:

$$M_j^{(aL)} - m_j^{(aL)} \leq (1 - \delta)^a$$

Aussage: $\exists L \in \mathbb{N} : \mathbb{P}^{(L)} > 0 \Rightarrow \lim_{L \to \infty} \mathbb{P}^{(L)}$ konvergiert. Beweis:

Nun folgt induktiv für ein $a \ge 0$:

$$M_j^{(aL)} - m_j^{(aL)} \leq (1 - \delta)^a$$

Da aber die Folge (über n) $M_j^{(n)}$ fallend und $m_j^{(n)}$ wachsend ist, konvergieren die Einträge der Matrix.

 $i,j \in I$ seien Zustände

$$i \rightsquigarrow j[n] \Leftrightarrow p_{ij}^{(n)} > 0 \qquad \Leftrightarrow \text{ i führt in n Schritten zu j}$$

 $i, j \in I$ seien Zustände

$$i \rightsquigarrow j[n] \Leftrightarrow p_{ij}^{(n)} > 0 \qquad \Leftrightarrow \text{ i führt in n Schritten zu j}$$

 $i \rightsquigarrow j \Leftrightarrow \exists n \in \mathbb{N} : i \leadsto j[n]$

$i, j \in I$ seien Zustände

$$i \rightsquigarrow j[n] \Leftrightarrow p_{ij}^{(n)} > 0 \qquad \Leftrightarrow \text{ i führt in n Schritten zu j}$$

$$i \rightsquigarrow j \Leftrightarrow \exists n \in \mathbb{N} : i \rightsquigarrow j[n]$$

$$i \leadsto j \Leftrightarrow i \leadsto j \text{ und } j \leadsto i \qquad \Leftrightarrow \text{ i kommuniziert mit j}$$

 $i, j \in I$ seien Zustände

$$i \leadsto j[n] \Leftrightarrow p_{ij}^{(n)} > 0$$
 \Leftrightarrow i führt in n Schritten zu j $i \leadsto j \Leftrightarrow \exists n \in \mathbb{N} : i \leadsto j[n]$ $i \leadsto j \Leftrightarrow i \leadsto j \text{ und } j \leadsto i$ \Leftrightarrow i kommuniziert mit j $\forall h \in I \text{ mit } i \leadsto h \Rightarrow h \leadsto i$ \Leftrightarrow i ist wesentlich

⇔ i führt in n Schritten zu j

Wichtige Folgerungen

Kommunizieren ist eine **Äquivalenzrelation** auf der Teilmenge der wesentlichen Zustände.

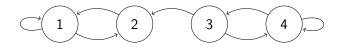
Wichtige Folgerungen

Kommunizieren ist eine Äquivalenzrelation auf der Teilmenge der wesentlichen Zustände.

Es gilt für i, j, k wesentliche Zustände in I:

- $i \leftrightarrow i$ (reflexiv)
- $i \longleftrightarrow j \Rightarrow j \longleftrightarrow i \text{ (symmetrisch)}$
- $i \longleftrightarrow j \text{ und } j \longleftrightarrow k \Rightarrow i \longleftrightarrow k \text{ (transitiv)}$

Wieso interessiert uns das?



Zustände 1 und 2 sind wesentlich, 3 und 4 aber nicht.

Wieso interessiert uns das?



Zustände 1 und 2 sind wesentlich, 3 und 4 aber nicht.

Was heißt das für das Langzeitverhalten der Kette?

Wieso interessiert uns das?

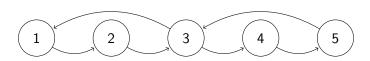


Zustände 1 und 2 sind wesentlich, 3 und 4 aber nicht.

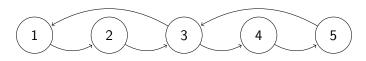
Was heißt das für das Langzeitverhalten der Kette?

Eine invariante Verteilung würde den Zuständen 3 und 4 also Wahrscheinlichkeit 0 zuweisen.

Wir betrachten folgende Markowkette:



Wir betrachten folgende Markowkette:

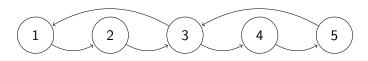


Mögliche Rückkehrzeiten für Zustand 1 sind

$$\{3,6,9,12,...\}$$

 \Rightarrow Zustand 1 ist periodisch mit Periode 3.

Wir betrachten folgende Markowkette:

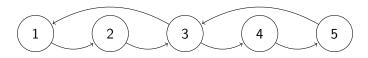


Mögliche Rückkehrzeiten für Zustand 1 sind

$$\{3,6,9,12,...\} = \{n \in \mathbb{N} \mid i \leadsto i[n]\}$$

 \Rightarrow Zustand 1 ist periodisch mit Periode 3.

Wir betrachten folgende Markowkette:



Dies gilt sogar für alle Zustände.

⇒ Die Markowkette ist periodisch mit Periode 3.

Wir definieren den Begriff der Periode:

$$d_i = ggT\{n \in \mathbb{N} \mid i \leadsto i[n]\}$$

 $d_i \Rightarrow \text{Periode für Zustand } i$

Wir definieren den Begriff der Periode:

$$d_i = ggT\{n \in \mathbb{N} \mid i \leadsto i[n]\}$$

 $d \Rightarrow$ Periode für gesamte Markowkette

Wenn alle Zustände die selbe Periode haben.

Wir definieren den Begriff der Periode:

$$d_i = ggT\{n \in \mathbb{N} \mid i \leadsto i[n]\}$$

 $d \Rightarrow$ Periode für gesamte Markowkette

Wenn alle Zustände die selbe Periode haben. Also wenn

$$\forall i \in I : d = d_i \ge 2.$$

Wir definieren den Begriff der Periode:

$$d_i = ggT\{n \in \mathbb{N} \mid i \leadsto i[n]\}$$

Falls d=1, so nennen wir die Markowkette aperiodisch .

Aussage: $i \iff j \Rightarrow d_i = d_j$

Aussage: $i \iff j \Rightarrow d_i = d_j$ Beweis:

Es gelte $j \rightsquigarrow j[n]$, und seien k, m Zeitpunkte, sodass $i \rightsquigarrow j[k]$ und $j \rightsquigarrow i[m]$.

Aussage: $i \iff j \Rightarrow d_i = d_j$ Beweis:

Es gelte $j \rightsquigarrow j[n]$, und seien k, m Zeitpunkte, sodass $i \rightsquigarrow j[k]$ und $j \rightsquigarrow i[m]$.

Dann gilt:

$$i \rightsquigarrow i[k+m] \text{ und } i \rightsquigarrow i[k+m+n]$$

Aussage: $i \iff j \Rightarrow d_i = d_j$ Beweis:

Es gelte $j \rightsquigarrow j[n]$, und seien k, m Zeitpunkte, sodass $i \rightsquigarrow j[k]$ und $j \rightsquigarrow i[m]$.

Dann gilt:

$$i \rightsquigarrow i[k+m] \text{ und } i \rightsquigarrow i[k+m+n]$$

Somit teilt d_i dann k + m und k + m + n, dann teilt d_i auch n.

Aussage: $i \iff j \Rightarrow d_i = d_j$ Beweis:

Es gelte $j \rightsquigarrow j[n]$, und seien k, m Zeitpunkte, sodass $i \rightsquigarrow j[k]$ und $j \rightsquigarrow i[m]$.

Dann gilt:

$$i \rightsquigarrow i[k+m] \text{ und } i \rightsquigarrow i[k+m+n]$$

Somit teilt d_i dann k + m und k + m + n, dann teilt d_i auch n.

Damit ist d_i gemeinsamer Teiler aller n mit $j \rightsquigarrow j[n]$.

$$\Rightarrow d_i \leq d_j$$

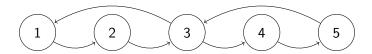
Aussage: $i \iff j \Rightarrow d_i = d_j$

Nun folgt aus Symmetriegründen auch $d_j \leq d_i$.

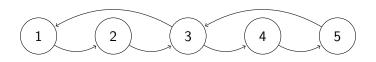
Und damit insbesondere

$$d_i=d_j$$
.

Wir betrachten wieder unsere periodische Markowkette von vorhin:



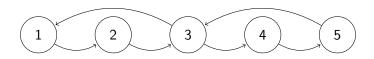
Wir betrachten wieder unsere periodische Markowkette von vorhin:



Wir definieren

$$C(i) = \{ j \in I \mid j \leftrightsquigarrow i \}$$

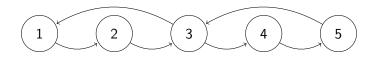
Wir betrachten wieder unsere periodische Markowkette von vorhin:



In unserem Fall sind das aber alle Zustände:

$$\forall i \in I : C(i) = I$$

Wir betrachten wieder unsere periodische Markowkette von vorhin:

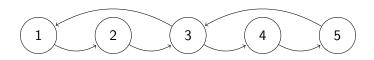


In unserem Fall sind das aber alle Zustände:

$$\forall i \in I : C(i) = I$$

Jetzt sehen wir: Wenn einer dieser Zustände periodisch ist, so sind es die anderen direkt auch alle.

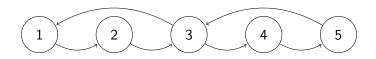
Wir betrachten wieder unsere periodische Markowkette von vorhin:



Wir können die Menge C(i) in Teilgruppen wie folgt zerlegen:

$$C_r(i) = \{ j \in C(i) \mid r \equiv n \pmod{d_i} \text{ mit } i \rightsquigarrow j[n] \}$$

Wir betrachten wieder unsere periodische Markowkette von vorhin:

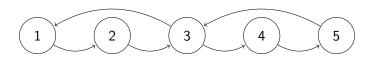


Wir können die Menge C(i) in Teilgruppen wie folgt zerlegen:

$$C_r(i) = \{ j \in C(i) \mid r \equiv n \pmod{d_i} \text{ mit } i \rightsquigarrow j[n] \}$$

Also die Menge an Zuständen, die mit i kommunizieren, welche wir von i aus in $n = r + k \cdot d_i$ Schritten erreichen können (für alle $k \in \mathbb{N}$).

Wir betrachten wieder unsere periodische Markowkette von vorhin:



Für unsere Markowkette heißt das:

$$C_0(1) = \{1,4\}, C_1(1) = \{2,5\}, C_2(1) = \{3\}$$

Rekurrenz

Rekurrenz beschreibt das Rückkehrverhalten einer Markowkette.

Rekurrenz beschreibt das Rückkehrverhalten einer Markowkette.

Wie oft 'besucht' eine Markowkette einen bestimmten Zustand i?

Definiere folgende zwei Begriffe für Zustände:

Definiere folgende zwei Begriffe für Zustände:

➤ 'rekurrent' heißt, dass eine Markowkette einen Zustand unendlich oft besucht.

Definiere folgende zwei Begriffe für Zustände:

- 'rekurrent' heißt, dass eine Markowkette einen Zustand unendlich oft besucht.
- 'transient' meint genau das Gegenteil.

Wir setzen für $n \in \mathbb{N}$:

$$f_{ij}^{(n)} = P_i (X_n = j, X_{n-1} \neq j, ..., X_1 \neq j)$$

Wir setzen für $n \in \mathbb{N}$:

$$f_{ij}^{(n)} = P_i (X_n = j, X_{n-1} \neq j, ..., X_1 \neq j)$$

Die Wahrscheinlichkeit bei Start in i zum ersten mal nach n Schritten den Zustand i zu besuchen.

Wir setzen für $n \in \mathbb{N}$:

$$f_{ij}^{(n)} = P_i (X_n = j, X_{n-1} \neq j, ..., X_1 \neq j)$$

Wir erkennen $f_{ii}^{(0)} = 0$ uns setzen weiter:

$$f_{ij}^* = \sum_{n=1}^{\infty} f_{ij}^{(n)}$$
 und $p_{ij}^* = \sum_{n=1}^{\infty} p_{ij}^{(n)}$

Wir setzen für $n \in \mathbb{N}$:

$$f_{ij}^{(n)} = P_i (X_n = j, X_{n-1} \neq j, ..., X_1 \neq j)$$

Wir erkennen $f_{ii}^{(0)} = 0$ uns setzen weiter:

$$f_{ij}^* = \sum_{n=1}^{\infty} f_{ij}^{(n)}$$
 und $p_{ij}^* = \sum_{n=1}^{\infty} p_{ij}^{(n)}$

 $ightharpoonup f_{ij}^*$ ist die Wahrscheinlichkeit je von i nach j zu gelangen.

Wir setzen für $n \in \mathbb{N}$:

$$f_{ij}^{(n)} = P_i (X_n = j, X_{n-1} \neq j, ..., X_1 \neq j)$$

Wir erkennen $f_{ii}^{(0)} = 0$ uns setzen weiter:

$$f_{ij}^* = \sum_{n=1}^{\infty} f_{ij}^{(n)}$$
 und $p_{ij}^* = \sum_{n=1}^{\infty} p_{ij}^{(n)}$

- $ightharpoonup f_{ii}^*$ ist die Wahrscheinlichkeit je von i nach j zu gelangen.
- \triangleright p_{ij}^* ist die erwartete Anzahl an Besuchen in j bei Start in i.

Wir setzen für $n \in \mathbb{N}$:

$$f_{ij}^{(n)} = P_i (X_n = j, X_{n-1} \neq j, ..., X_1 \neq j)$$

Wir erkennen $f_{ii}^{(0)} = 0$ uns setzen weiter:

$$f_{ij}^* = \sum_{n=1}^{\infty} f_{ij}^{(n)}$$
 und $p_{ij}^* = \sum_{n=1}^{\infty} p_{ij}^{(n)}$

Es gilt nämlich:

$$p_{ij}^* = \sum_{n=1}^{\infty} p_{ij}^{(n)} = \sum_{n=1}^{\infty} E_i \left(1_{\{X_n = j\}} \right) = E_i \left(\sum_{n=1}^{\infty} 1_{\{X_n = j\}} \right)$$
$$= E_i \left(\text{Anzahl der Besuche in } j \right)$$

Wir nennen eine ZV

$$\tau:\Omega\to\mathbb{N}_0$$

Wir nennen eine ZV

$$\tau:\Omega\to\mathbb{N}_0$$

Stoppzeit , wenn für alle $n \ge 0$ das Ereignis

$$\{\omega:\tau(\omega)=n\}$$

nur von $X_0, ..., X_n$ abhängt.

Wir nennen eine ZV

$$\tau:\Omega\to\mathbb{N}_0$$

Stoppzeit , wenn für alle $n \ge 0$ das Ereignis

$$\{\omega : \tau(\omega) = n\}$$

nur von $X_0, ..., X_n$ abhängt.

Dies bedeutet für ein geeignetes $A \subset I^{n+1}$:

$$\{\tau=n\}=\{(X_0,...,X_n)\in A\}$$

Wir nennen eine ZV

$$\tau:\Omega\to\mathbb{N}_0$$

Stoppzeit , wenn für alle $n \ge 0$ das Ereignis

$$\{\omega : \tau(\omega) = n\}$$

nur von $X_0, ..., X_n$ abhängt.

Dies bedeutet für ein geeignetes $A \subset I^{n+1}$:

$$\{\tau = n\} = \{(X_0, ..., X_n) \in A\}$$

Im Folgenden schreiben wir B_i für die Anzahl der Besuche in i.

Aussage:
$$P_i(B_i \ge m) = (f_{ii}^*)^m, m \in \mathbb{N}$$

Beweis:

Seien:

$$\tau_1(\omega) = \inf\{n \in \mathbb{N} : X_n(\omega) = i\}$$

$$\tau_{m+1}(\omega) = \inf\{n > \tau_m(\omega) : X_n(\omega) = i\}$$

Aussage:
$$P_i(B_i \ge m) = (f_{ii}^*)^m, m \in \mathbb{N}$$

Beweis:

Seien:

$$\tau_1(\omega) = \inf\{n \in \mathbb{N} : X_n(\omega) = i\}$$

$$\tau_{m+1}(\omega) = \inf\{n > \tau_m(\omega) : X_n(\omega) = i\}$$

Es ist $\tau_m(\omega)$ der Zeitpunkt des m-ten Besuches in *i*.

Und wenn dieser nicht existiert, dann ist $\tau_m(\omega) = \infty$.

Aussage: $P_i(B_i \ge m) = (f_{ii}^*)^m, m \in \mathbb{N}$ Beweis:

Bemerkung: Die τ_m sind Stoppzeiten.

Setzen wir nämlich A_{mn} als die Menge der Folgen von Realisationen $(j_0,...,j_{n-1}) \in I^n$ mit $j_0 = i$, welche i noch m-1 weitere Male besucht haben.

Dann ist

$$\{X_0=i,\tau_m=n\}=\{(X_0,...,X_{n-1})\in A_{mn},X_n=i\}.$$

Aussage: $P_i(B_i \ge m) = (f_{ii}^*)^m, m \in \mathbb{N}$ Beweis:

Jetzt sehen wir

$$\{\tau_m<\infty\}=\{B_i\geq m\}.$$

Die Behauptung beweisen wir nun nach Induktion:

Für
$$m = 1$$
 gilt

$$P_i(\tau_m < \infty) = (f_{ii}^*)^m.$$

Die Wahrscheinlichkeit einmal zu i zurückzukehren.

Aussage: $P_i(B_i \ge m) = (f_{ii}^*)^m, m \in \mathbb{N}$ Beweis:

Jetzt sehen wir

$$\{\tau_m<\infty\}=\{B_i\geq m\}.$$

Die Behauptung beweisen wir nun nach Induktion:

Für m = 1 gilt

$$P_i(\tau_m < \infty) = (f_{ii}^*)^m$$
.

Die Wahrscheinlichkeit einmal zu i zurückzukehren.

Wir definieren

$$D_n^{n+k} = \{X_{n+1} \neq i, ..., X_{n+k-1} \neq i, X_{n+k} = i\}$$

Aussage:
$$P_i(B_i \ge m) = (f_{ii}^*)^m, m \in \mathbb{N}$$

Beweis:

Nun machen wir den Induktionsschritt:

$$P_i(\tau_m < \infty) = (f_{ii}^*)^m \Rightarrow P_i(\tau_{m+1} < \infty) = (f_{ii}^*)^{m+1}$$

$$P_i\left(\tau_{m+1}<\infty\right)=\sum_{i=1}^{\infty}\sum_{m=1}^{\infty}P_i\left(\tau_{m+1}-\tau_m=k,\tau_m=n\right)$$

$$P_{i}(\tau_{m+1} < \infty) = \sum_{k=1}^{\infty} \sum_{n=1}^{\infty} P_{i}(\tau_{m+1} - \tau_{m} = k, \tau_{m} = n)$$

$$= \sum_{k=1}^{\infty} \sum_{n=1}^{\infty} P_{i}(\tau_{m+1} - \tau_{m} | \tau_{m} = n) P_{i}(\tau_{m} = n)$$

$$= \sum_{k=1}^{\infty} \sum_{n=1}^{\infty} P_i (\tau_{m+1} - \tau_m | \tau_m = n) P_i (\tau_m = n)$$

$$= \sum_{k=1}^{\infty} \sum_{n=1}^{\infty} P_i (D_n^{n+k} | X_n = i, (X_0, ..., X_{n-1}) \in A_{mn}) P_i (\tau_m = n)$$

$$= \sum_{k=1}^{\infty} \sum_{n=1}^{\infty} P_{i} \left(D_{n}^{n+k} | X_{n} = i, (X_{0}, ..., X_{n-1}) \in A_{mn} \right) P_{i} (\tau_{m} = n)$$

$$= \sum_{k=1}^{\infty} \sum_{n=1}^{\infty} P_{i} \left(D_{n}^{n+k} | X_{n} = i \right) P_{i} (\tau_{m} = n)$$

$$= \sum_{k=1}^{\infty} \sum_{n=1}^{\infty} P_i \left(D_n^{n+k} | X_n = i \right) P_i (\tau_m = n)$$
$$= \sum_{k=1}^{\infty} \sum_{n=1}^{\infty} P_i \left(D_0^k | X_0 = i \right) P_i (\tau_m = n)$$

Aussage: $P_i(B_i \geq m) = (f_{ii}^*)^m, m \in \mathbb{N}$

Beweis:

$$= \sum_{k=1}^{\infty} \sum_{n=1}^{\infty} P_i \left(D_0^k | X_0 = i \right) P_i (\tau_m = n)$$

$$= \sum_{k=1}^{\infty} f_{ii}^{(k)} \underbrace{P_i (\tau_m < \infty)}_{\left(f_{ii}^* \right)^m} = (f_{ii}^*)^{m+1}$$

Kriterium für Rekurrenz - Rekurrenzsatz

Wir schauen uns noch einmal die Gleichung von eben an:

$$P_i(B_i \geq m) = (f_{ii}^*)^m$$

Kriterium für Rekurrenz - Rekurrenzsatz

Wir schauen uns noch einmal die Gleichung von eben an:

$$P_i(B_i \geq m) = (f_{ii}^*)^m$$

Wir überlegen uns, dass ein Zustand rekurrent ist genau dann wenn

$$f_{ii}^*=1,$$

denn nun klappt die obige Gleichung für alle $m \in \mathbb{N}$.

Kriterium für Rekurrenz - Rekurrenzsatz

Wir schauen uns noch einmal die Gleichung von eben an:

$$P_i(B_i \geq m) = (f_{ii}^*)^m$$

Wir überlegen uns, dass ein Zustand rekurrent ist genau dann wenn

$$f_{ii}^* = 1$$
,

denn nun klappt die obige Gleichung für alle $m \in \mathbb{N}$.

Dies ist aber äquivalent zu

$$p_{ii}^* = \infty$$
.

Dass wir also bei Start in *i*, den Zustand *i* unendlich oft wieder besuchen.

Sei

$$Y_n = (Y_{n_1}, Y_{n_2}, ..., Y_{nd})$$

eine Folge von unabhängigen d-dimensionalen ZV in \mathbb{Z} .

Sei

$$Y_n = (Y_{n_1}, Y_{n_2}, ..., Y_{nd})$$

eine Folge von unabhängigen d-dimensionalen ZV in \mathbb{Z} .

Wir fragen uns ob der Zustand

$$(0,0,...,0) \in \mathbb{Z}^d$$

rekurrent ist oder transient.

Sei

$$Y_n = (Y_{n_1}, Y_{n_2}, ..., Y_{nd})$$

eine Folge von unabhängigen d-dimensionalen ZV in \mathbb{Z} .

Wir fragen uns ob der Zustand

$$(0,0,...,0) \in \mathbb{Z}^d$$

rekurrent ist oder transient.

Wir betrachten

$$p_{(0,...,0),(0,...,0)}^{(2n)} = \left(\binom{2n}{n} 2^{-2n}\right)^d \sim \left(\frac{1}{\sqrt{\pi n}}\right)^d$$

Wir betrachten

$$p_{(0,...,0),(0,...,0)}^{(2n)} = \left(\binom{2n}{n} 2^{-2n} \right)^d \sim \left(\frac{1}{\sqrt{\pi n}} \right)^d$$

die Wahrscheinlichkeit nach 2n Schritten vom Ursprung zum Ursprung zurückzukehren.

Wir betrachten

$$p_{(0,\dots,0),(0,\dots,0)}^{(2n)} = \left(\binom{2n}{n} 2^{-2n}\right)^d \sim \left(\frac{1}{\sqrt{\pi n}}\right)^d$$

die Wahrscheinlichkeit nach 2n Schritten vom Ursprung zum Ursprung zurückzukehren.

Die Markowkette ist für

$$d \le 2$$
 rekurrent und $d \ge 3$ transient.

Warum?

Mit dem Rekurrenzsatz prüfen wir wann $p_{ii}^* < \infty$

$$p_{ii}^* = \sum_{n=1}^{\infty} p_{ii}^{(n)}$$
$$= \frac{1}{(\sqrt{\pi})^d} \sum_{n=1}^{\infty} \left(\frac{1}{n}\right)^{\frac{d}{2}}$$

Und diese Summe divergiert nur für $d \le 2$.