

Om

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbf{p}(n)$$

existerar och inte beror av $\mathbf{p}(0)$ sägs Markovkedjan vara *ergodisk*.

Exempel: Väderleksexempel. Med tillstånd

$$E = \{\text{uppehåll, regn, snö}\} = \{1, 2, 3\}$$

och övergångsmatris

$$\mathbf{P} = \begin{pmatrix} 0.80 & 0.15 & 0.05 \\ 0.10 & 0.70 & 0.20 \\ 0.20 & 0.30 & 0.50 \end{pmatrix}$$

får en ändlig, irreducibel och aperiodisk markovkedja. Den unika stationärfördelningen $\pi = (0.40, 0.40, 0.20)$ är en gränsfördelning.

Sats. För en ergodisk markovkedja med stationärfördelning π så är

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n f(X_i) = E[f(X)]$$

där X har fördelningen π .

Sats. För en ergodisk kedja med stationärfördelning π . Då är

$$E[\text{tid mellan två besök i } i] = \frac{1}{\pi_i}$$

$$E[\text{Antal besök i tid i tillstånd } j \text{ mellan två besök i } i] = \frac{\pi_j}{\pi_i}.$$

(Bevisskiss.)

Exempel: Väderleksexempel.

$$E[\text{Nederbördsdagar mellan två uppehåll}] = \frac{1}{\pi_1} - 1 = \frac{1}{0.40} - 1 = 1.5$$

$$E[\text{Snödagar mellan två uppehåll}] = \frac{\pi_3}{\pi_1} = \frac{0.2}{0.4} = 0.5.$$

Tidsdiskreta Markovkedjor med oändligt antal tillstånd

Viktig konsekvens: existensen av någon stationärfördelning inte given.

Låt T_i vara tiden att gå från i tillbaka till i . Tre fall:

$$\begin{aligned} P(T_i < \infty) &< 1 & i \text{ transient} \\ P(T_i < \infty) &= 1, E[T_i] = \infty & i \text{ noll-rekurrent} \\ E[T_i] &< \infty & i \text{ positivt rekurrent} \end{aligned}$$

Satserna innan generaliseras om ”ändlig” irreducibel Markovkedja ersätts med ”positivt rekurrent” irreducibel Markovkedja.

Markovkedjor i kontinuerlig tid

Nu bildas matriser av övergångssannolikheter

$$\mathbf{P}(t) = [X(t) = j | X(0) = i]_{i,j}$$

som uppfyller Chapman-Kolmogorovs ekvationer:

1. $\mathbf{P}(0) = \mathbf{I}.$
2. $\mathbf{P}(s+t) = \mathbf{P}(s) \cdot \mathbf{P}(t).$
3. $\mathbf{p}(t) = \mathbf{p}(0)\mathbf{P}(t)$

för alla $s, t \geq 0$.

Vi definierar *intensiteterna*

$$\begin{aligned} q_{ij} &= \lim_{h \rightarrow 0} \frac{1}{h} \mathbb{P}(X(h) = j | X(0) = i), \quad j \neq i \\ q_i &= \lim_{h \rightarrow 0} \frac{1}{h} \mathbb{P}(X(h) \neq i | X(0) = i) = \lim_{h \rightarrow 0} \frac{1}{h} [1 - \mathbb{P}(X(h) = i | X(0) = i)] \end{aligned}$$

Vi förutsätter att derivatorna existerar och är ändliga. Vidare förutsätter vi att

$$q_i = \sum_{j \neq i} q_{ij}$$

Alltså är

$$\mathbb{P}(X(t+h) = j | X(t) = i) \approx q_{ij}h \quad \mathbb{P}(X(t+h) = i | X(t) = i) \approx 1 - q_i h.$$

Dynamik: Markovkedjan tillbringar en exponentialfördelad tid i tillstånd i med väntevärde $1/q_i$. Därefter hoppar kedjan till tillstånd $j \neq i$ med sannolikhet $\tilde{p}_{ij} = q_{ij}/q_i$.

Definition: Initensitetsmatrisen för en tidskontinuerlig Markovkedja definieras som $\mathbf{Q} = [q_{ij}]_{ij}$ där $q_{ii} = -q_i$.

Exempel: Intensitetsmatrisen

$$\mathbf{Q} = \begin{bmatrix} -5 & 4 & 1 \\ 0 & -1 & 1 \\ 2 & 2 & -4 \end{bmatrix}$$

motsvaras av att tiderna i tillstånden är exponentialfördelade med väntevärdena $1/5$, 1 resp. $1/4$ och har hoppmatris

$$\tilde{\mathbf{P}} = \begin{bmatrix} 0 & 0.8 & 0.2 \\ 0 & 0 & 1 \\ 0.5 & 0.5 & 0 \end{bmatrix}.$$

Notera att

$$\mathbf{Q} = \lim_{h \rightarrow 0} \frac{1}{h} (\mathbf{P}(h) - \mathbf{I})$$

där alla radsummor i matrisen \mathbf{Q} är 0. (Alternativt: för små h är $\mathbf{P}(h) \approx \mathbf{I} + h\mathbf{Q}$.)

Matrisen $\mathbf{P}(t) = [p_{ij}(t)]_{ij}$ bestäms som lösning till följande differentialekvationer:

$$\begin{aligned}
\frac{d}{dt} \mathbf{P}(t) &= \lim_{h \rightarrow 0} \frac{1}{h} [\mathbf{P}(t+h) - \mathbf{P}(t)] \\
&= \lim_{h \rightarrow 0} \frac{1}{h} [\mathbf{P}(t)\mathbf{P}(h) - \mathbf{P}(t)] = \lim_{h \rightarrow 0} \frac{1}{h} [\mathbf{P}(h)\mathbf{P}(t) - \mathbf{P}(t)] \\
&= \lim_{h \rightarrow 0} \frac{1}{h} \mathbf{P}(t)[\mathbf{P}(h) - \mathbf{I}] = \lim_{h \rightarrow 0} \frac{1}{h} [\mathbf{P}(h) - \mathbf{I}]\mathbf{P}(t) \\
&= \mathbf{P}(t)\mathbf{Q} = \mathbf{Q}\mathbf{P}(t).
\end{aligned}$$

Detta kallas för Kolmogorovs framåt- respektive bakåtekvationer.

Anmärkning: bakåtekvationerna har alltid (minst en) lösning, framåtekvationerna kan sakna lösning.

Med hjälp av framåtekvationerna får vi att de absoluta sannolikheterna uppfyller:

$$\frac{d}{dt} \mathbf{p}(t) = \frac{d}{dt} \mathbf{p}(0)\mathbf{P}(t) = \mathbf{p}(0)\mathbf{P}(t)\mathbf{Q} = \mathbf{p}(t)\mathbf{Q}.$$

Sats. En sannoliketsfördelning $\boldsymbol{\pi}$ uppfyller

$$\mathbf{0} = \boldsymbol{\pi}\mathbf{Q} \quad \left(\text{alt. } \pi_j q_j = \sum_{i \neq j} \pi_i q_{ij}, \text{ alla } j \right)$$

om och endast om den är en stationärfördelning för Markovkedjan med intensitetsmatris \mathbf{Q} .

Bevis: Om $\boldsymbol{\pi} = \boldsymbol{\pi}\mathbf{P}(t)$ så är med framåtekvationen $\mathbf{0} = \boldsymbol{\pi}\mathbf{P}'(t) = \boldsymbol{\pi}\mathbf{P}(t)\mathbf{Q} = \boldsymbol{\pi}\mathbf{Q}$.

Omvänt: Om $\boldsymbol{\pi}\mathbf{Q} = \mathbf{0}$ så med $\mathbf{p}(0) = \boldsymbol{\pi}$ är $\mathbf{p}(t) = \mathbf{p}(0)\mathbf{P}(t)$ och $\frac{d}{dt} \mathbf{p}(t) = \boldsymbol{\pi}\mathbf{Q}\mathbf{P}(t) = \mathbf{0}$ det vill säga $\mathbf{p}(t)$ är konstant.

Exempel: Intensitetsmatrisen

$$\mathbf{Q} = \begin{bmatrix} -5 & 4 & 1 \\ 0 & -1 & 1 \\ 2 & 2 & -4 \end{bmatrix}$$

ger balansekvationerna

$$5\pi_1 = 0\pi_2 + 2\pi_3 \quad 1\pi_2 = 4\pi_1 + 2\pi_3 \quad 4\pi_3 = 1\pi_1 + 1\pi_2$$

som entydigt bestämmer $\boldsymbol{\pi}$ upp till en multiplikativ konstant. Kravet att $\boldsymbol{\pi}$ är en sannoliketsfördelning ger lösningen

$$\boldsymbol{\pi} = \left[\frac{2}{25} \quad \frac{18}{25} \quad \frac{5}{25} \right] = \left[.08 \quad .72 \quad .20 \right].$$

Sats. Om Markovkedjan är ändlig existerar minst en stationärfördelning.

Sats. Om Markovkedjan är irreducibel existerar högst en stationärfördelning.

Sats. Om Markovkedjan är ändlig och irreducibel är den tidskontinuerliga Markovkedjan ergodisk.