## Markov-kæde, Kapitel 10 [Lay]

March 21, 2021

Sandsynlighedsteori og lineær algebra (SLIAL)

Forår 2021

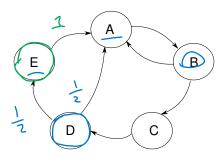


## Part I Markov-kæde

## Eksempel: web surfer



En web-surfer bevæger sig rundt på (en mini-udgave af) www. Antagelse: Når det er tid til at skifte side, så vælges et af de udgående links (alle med samme sandsynlighed) *uafhængigt* af hvor man tidligere har været.





#### Vi betragter

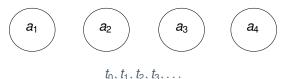
▶ et system med et endeligt antal *n* af tilstande (state),

 $a_1$   $a_2$   $a_3$   $a_4$ 



#### Vi betragter

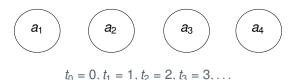
- et system med et endeligt antal *n* af tilstande (state),
- systemets tilstande observeres til diskrete tidspunkter,





#### Vi betragter

- et system med et endeligt antal *n* af tilstande (state),
- systemets tilstande observeres til diskrete tidspunkter,
- ▶ de diskrete tidspunkter betegnes oftest ved tiderne 0, 1, 2, 3, ...,





#### Vi betragter

- ▶ et system med et endeligt antal *n* af tilstande (state),
- systemets tilstande observeres til diskrete tidspunkter,
- ▶ de diskrete tidspunkter betegnes oftest ved tiderne 0, 1, 2, 3, . . .,
- ► systemets tilstande til tiderne 0, 1, 2, 3, . . . udtrykkes ved tilstandsvektorer eller sandsynlighedsvektorer x<sub>0</sub>, x<sub>1</sub>, x<sub>2</sub>, x<sub>3</sub> . . . .

 $p(\text{systemet befinner sig i tilstand } a_j \text{ ved tid } t_i) = (x_i)_j$ 

Husk: 
$$(x_i)_j \ge 0$$
,  $\sum_{j=1}^n (x_i)_j = 1$ 

## Markovkæde



En Markovkæde er et stokastisk system som oppfyller

$$X_{i+1} = PX_i,$$

hvor P er  $n \times n$  matrix.

$$X_{i+1} = P_{x_i} = P_{ex} = \begin{cases} P_{i} \\ P_{y_i} \end{cases}$$

Hvad er  $P_{ik}$ ?

$$P_{jk} = p(\text{tilstand ved tid } i + 1 \text{ er } a_j \mid \text{tilstand ved tid } \underline{i} \text{ er } a_k).$$

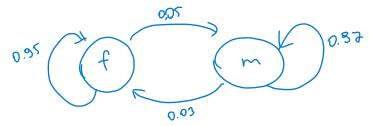
## Eksempel: Xkøbing



- ► Xkøbing er en by, der består af en midtby og en forstad. I alt med 100 000 indbyggere.
- ► Hvert år flytter 5% af indbyggerne i forstaden til midtbyen og 3% af indbyggerne i midtbyen flytter til forstaden.
- ► Efter t år bor der  $x_t^f$  indbyggere i forstaden og  $x_t^m$  i midtbyen.
- ► Tilsvarende sandsynlighedsvektor er  $\mathbf{x}_t = (x_t^f/100\,000, x_t^m/100\,000).$
- ► Lad  $P = \begin{bmatrix} 0.95 & 0.03 \\ 0.05 & 0.97 \end{bmatrix}$ . Så  $\mathbf{x}_{t+1} = P\mathbf{x}_t$

## Eksempel: Xkøbing





## Stokastisk matrix



P er stokastisk matrix. da

- ▶  $0 < P_{ik} < 1$
- ► Alle søjle av *P* er sandsynlighedsvektorer:

$$\sum_{j=1}^{n} P_{jk} = \sum_{j=1}^{n} p(\text{tilstand ved tid } i + 1 \text{ er } a_{j} | \text{tilstand ved tid } i \text{ er } a_{k}) = 1$$

$$= \sum_{j=1}^{n} P(E_{i+1,j} | E_{j,k}) = \sum_{j=1}^{n} \frac{P(E_{i+1,j} \cap E_{i,k})}{P(E_{i,k})}$$

$$= P(S_{i+1,j} | E_{i,k}) = P(E_{i,k})$$

$$= P(E_{i,k}) = P(E_{i,k})$$

## Markov egenskaben



Fra definitionen, oppfyller markovkæde den følgende egenskab:

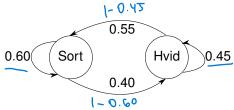
den betingede sandsynlighedsfordeling til ethvert observerede tidspunkt, givet det tidligere forløb, kun afhænger af den senest observede tilstand, dvs.

$$p(E_{j_{i+1},i+1}|E_{j_i,i}\cap E_{j_{i-1},i-1}\cap\cdots\cap E_{j_0,0})=p(E_{j_{i+1},i+1}|E_{j_i,i}),$$

hvor  $E_{j,i}$  = systemet befinner sig i tilstand  $a_j$  ved tid  $t_i$ 

Altså: "hvor vi går hen efter tid  $t_i$  er uafhængigt af hvor vi kommer fra".





Peter ejer kun hvide og sorte t-shirts. Hver morgen tager han en t-shirts på ud fra følgende overvejelser:

- ► Hvis Peter havde en sort t-shirts på dagen før, så er der 60% sandsynlighed for at han også tager en sort t-shirts på i dag.
- ► Hvis Peter havde en hvid t-shirts på dagen før, så er der 45% sandsynlighed for at han også tager en hvid t-shirts på i dag.



Lad  $p_t^s$  ( $p_t^h$ ) være sandsynligheden for, at Peter har en sort (hvid) t-shirt på dag t



Lad  $p_t^s(p_t^h)$  være sandsynligheden for, at Peter har en sort (hvid) t-shirt på dag t Lad første søjle i matricen repræsentere overgangssandsynligheder mht. sort og anden søjle repræsentere overgangssandsynligheder mht. hvid. Da den tilsvarende stokastiske matrice er givet ved

$$P = \begin{bmatrix} 0.6 & 0.55 \\ 0.4 & 0.45 \end{bmatrix}$$



Lad  $p_t^s(p_t^h)$  være sandsynligheden for, at Peter har en sort (hvid) t-shirt på dag t Lad første søjle i matricen repræsentere overgangssandsynligheder mht. sort og anden søjle repræsentere overgangssandsynligheder mht. hvid. Da den tilsvarende stokastiske matrice er givet ved

og sandsynligheden for, at Peter tager en sort og en hvid t-shirt på dag t+1 er

$$\begin{bmatrix} p_{t+1}^s \\ p_{t+1}^h \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.6 & 0.55 \\ 0.4 & 0.45 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} p_t^s \\ p_t^h \end{bmatrix}.$$



#### Eksempel (Web surfer)

Der er i alt n web-sider som er alle er numereret. Tilstandsmængden (udfaldsrummet) er altså  $\{1, 2, ..., n\}$ .

Antag at der går mindst ét link ud fra hver side.

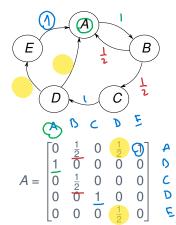
*Vi konstuerer en n*  $\times$  *n matrix A* = [ $a_{ij}$ ], *hvor* 

$$a_{ij} = \begin{cases} \frac{1}{k} & \text{hvis der er link fra } j \text{ til } i \text{ og der er } i \text{ alt } k \text{ links fra } j \\ 0 & \text{ellers.} \end{cases}$$

Så er A en stokastisk matrix.



#### Eksempel (Web surfer, forsat)



Her er



Eksempel (Web surfer, forsat)

Hvis vi starter med 
$$\mathbf{p}^{(0)} = \begin{bmatrix} \frac{1}{5} \\ \frac{1}{5} \\ \frac{1}{5} \\ \frac{1}{5} \end{bmatrix}$$
, så er

$$\mathbf{p}^{(10)} = A^{10}\mathbf{p}^{(0)} = \begin{bmatrix} 0.306 \\ 0.306 \\ 0.150 \\ 0.163 \\ 0.075 \end{bmatrix}$$



#### Eksempel (Web surfer, forsat)

Hvis vi starter med 
$$\mathbf{p}^{(0)} = \begin{bmatrix} \frac{1}{5} \\ \frac{1}{5} \\ \frac{1}{5} \\ \frac{1}{5} \end{bmatrix}$$
, så er 
$$\mathbf{p}^{(10)} = A^{10}\mathbf{p}^{(0)} = \begin{bmatrix} 0.306 \\ 0.306 \\ 0.150 \end{bmatrix}$$

Efter 10 skrift til en ny side, er der altså større sandsynlighed for at være på side A og B end side C, D og E.

# Part II Stationær fordeling



#### Definition

En vektor  $\pi$  siges at være en **stationær fordeling(-svektor)** (stationary distribution) for en Markov-kæde med en stokastisk matrix P hvis

- $ightharpoonup \pi$  er en sandsynlighedsvektor og
- $ightharpoonup P\pi = \pi$ .



#### **Definition**

En vektor  $\pi$  siges at være en **stationær fordeling(-svektor)** (stationary distribution) for en Markov-kæde med en stokastisk matrix P hvis

- $ightharpoonup \pi$  er en sandsynlighedsvektor og
- $P\pi = \pi$ .

Observer at hvis  $P\pi = \pi$ , så er

$$0 = P\pi - \pi = (P - I_n)\pi = (P - 1I_n)\pi$$



#### Definition

En vektor  $\pi$  siges at være en **stationær fordeling(-svektor)** (stationary distribution) for en Markov-kæde med en stokastisk matrix P hvis

- $ightharpoonup \pi$  er en sandsynlighedsvektor og
- $ightharpoonup P\pi = \pi.$

Observer at hvis  $P\pi = \pi$ , så er

$$0 = P\pi - \pi = (P - I_n)\pi = (P - 1I_n)\pi$$

 $\pi$  er altså en egenvektor med egenværdi  $\lambda$  = 1 for P.



#### Sætning

Lad P være en stokastisk matrix. Så er 1 en egenværdi for P.



#### Sætning

Lad P være en stokastisk matrix. Så er 1 en egenværdi for P.

#### Bevis.

 $\lambda = 1$  er en egenværdi for P

 $\iff$  det homogene system  $(P - \lambda I_n)\pi = 0$  har en ikke triviel løsning

 $\iff P - \lambda I_n$  er ikke inverterbar

 $\iff P^{\top} - \lambda I_n$  er ikke inverterbar

 $\iff \lambda = 1 \text{ er en egenværdi for } P^{\top} \text{ (se materiale fra blok 01)}$ 



#### Sætning

Lad P være en stokastisk matrix. Så er 1 en egenværdi for P.

#### Bevis.

 $\lambda = 1$  er en egenværdi for P

 $\iff$  det homogene system  $(P - \lambda I_n)\pi = 0$  har en ikke triviel løsning

 $\iff P - \lambda I_n \text{ er ikke inverterbar} \\ \iff P^\top - \lambda I_n \text{ er ikke inverterbar} \\ \iff \lambda = 1 \text{ er en egenværdi for } P^\top \text{ (se materiale fra blok 01)}$ 

Lad  $\mathbf{v} = [1, ..., 1]$ . Da gælder det at

$$P^{\top} \begin{bmatrix} 1 \\ \vdots \\ 1 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 \\ \vdots \\ 1 \end{bmatrix} = 1 \begin{bmatrix} 1 \\ \vdots \\ 1 \end{bmatrix}$$

da summen af indgangen i en række i  $P^{\top}$  er 1.

ale fra blok 01)

$$\begin{array}{c}
P^{T}(1) = \begin{pmatrix} certe | P^{T}(1) \\ certe | P^{T}(1) \end{pmatrix} \\
= \begin{pmatrix} spije_{r}(P) \cdot (1) \\ spije_{r}(P) \cdot (1) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ 1 \end{pmatrix}$$



#### Eksempel (Peters t-shirts)

I eksemplet med Peters t-shirts er den stokastisk matrix givet ved

$$A = \begin{bmatrix} 0.6 & 0.55 \\ 0.4 & 0.45 \end{bmatrix}$$

Da er

$$A^{\top} \begin{bmatrix} 1 \\ 1 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.6 & 0.4 \\ 0.55 & 0.45 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 \\ 1 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.6 + 0.4 \\ 0.55 + 0.45 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 \\ 1 \end{bmatrix}$$

Heraf ses at  $\lambda = 1$  er en egenværdi for  $A^{\top}$  og derfor også for A.



Eksempel (Peters t-shirts, forsat)

Kan vi så bestemme den stationære fordeling?



#### Eksempel (Peters t-shirts, forsat)

Hvis  $\pi$  er en stationær fordeling, så er  $\pi$  en løsning til det homogene ligningssystem  $(A - I_n)\mathbf{x} = \mathbf{0}$ .



#### Eksempel (Peters t-shirts, forsat)

Hvis  $\pi$  er en stationær fordeling, så er  $\pi$  en løsning til det homogene ligningssystem  $(A-I_n)\mathbf{x}=\mathbf{0}$ . Vi har at

$$A - I_2 = \begin{bmatrix} -0.4 & 0.55 \\ 0.4 & -0.55 \end{bmatrix} \rightarrow \begin{bmatrix} -0.4 & 0.55 \\ 0 & 0 \end{bmatrix}$$

som har løsningsrummet

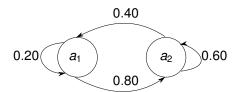
$$\mathbf{x} = k \begin{bmatrix} 0.55 \\ 0.4 \end{bmatrix}, \quad \text{for} \quad k \in \mathbb{R}$$

Da  $\pi$  er en sandsynlighedsfordeling, skal vi bestemme det k som opfylder at indgangene i  $\pi$  summer til en. Det er tilfældet for  $k = \frac{20}{19}$ . Heraf er

$$\pi = \frac{20}{19} \begin{bmatrix} \frac{11}{20} \\ \frac{8}{20} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{11}{19} \\ \frac{8}{19} \end{bmatrix}$$

## Eksempel





Den stokastiske matrix for ovenstående system er P =

Hvad er den stationære fordelingsvektor?

1. 
$$\pi = \begin{bmatrix} \frac{1}{3} \\ \frac{2}{3} \end{bmatrix}$$

3. 
$$\pi = \begin{bmatrix} \frac{2}{3} \\ \frac{1}{3} \end{bmatrix}$$

$$P\pi = \frac{1}{3} \begin{pmatrix} 0.2 + 2.0.6 \\ 0.8 + 2.0.6 \end{pmatrix} = \frac{1}{3} \begin{pmatrix} 1 \\ 2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 \\ 2 \end{pmatrix}$$

High er den stationære fordelingsvektor?

1. 
$$\pi = \begin{bmatrix} \frac{1}{3} \\ \frac{1}{2} \end{bmatrix}$$

Pi =  $\frac{1}{3} \begin{pmatrix} 0.2 + 2 \cdot 0.4 \\ 0.8 + 2 \cdot 0.6 \end{pmatrix} = \frac{1}{3} \begin{pmatrix} 1 \\ 2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 \\ 2 \end{pmatrix}$ 

Pre =  $\frac{1}{3} \begin{pmatrix} 0.2 + 0.4 \\ 0.6 + 0.6 \end{pmatrix} = \frac{1}{3} \begin{pmatrix} 0.4 \\ 1.4 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0.5 \\ 0.3 \end{pmatrix} \neq \begin{pmatrix} 0.5 \\ 0.5 \end{pmatrix} = \frac{1}{3} \begin{pmatrix} 0.5 \\ 0.5 \end{pmatrix}$ 



Hvornår findes der en entydig stationær fordeling?



Hvornår findes der en entydig stationær fordeling?

#### Sætning

Lad P være en stokastisk matrix. Antag at alle tal i P er større end 0, eller at der findes et positivt helt tal k som opfylder at alle tal i  $P^k$  er større end 0.

Så findes der en entydig sandsynlighedsvektor  $\pi$  som opfylder at  $P\pi=\pi$ .



#### Hvornår findes der en entydig stationær fordeling?

#### Sætning

Lad P være en stokastisk matrix. Antag at alle tal i P er større end 0, eller at der findes et positivt helt tal k som opfylder at alle tal i  $P^k$  er større end 0.

Så findes der en entydig sandsynlighedsvektor  $\pi$  som opfylder at  $P\pi=\pi$ .

Hvis  $\mathbf{p}^{(0)}$  er vilkårlig sandsynlighedsvektor og  $\mathbf{p}^{(1)}, \mathbf{p}^{(2)}, \mathbf{p}^{(3)}, \ldots$  opfylder at  $\mathbf{p}^{(t+1)} = P\mathbf{p}^{(t)}$ , så vil  $\mathbf{p}^{(t)}$  nærme sig  $\pi$  når t bliver tilstrækkeligt stor.



#### Hvornår findes der en entydig stationær fordeling?

#### Sætning

Lad P være en stokastisk matrix. Antag at alle tal i P er større end 0, eller at der findes et positivt helt tal k som opfylder at alle tal i  $P^k$  er større end 0.

Så findes der en entydig sandsynlighedsvektor  $\pi$  som opfylder at  $P\pi=\pi$ .

Hvis  $\mathbf{p}^{(0)}$  er vilkårlig sandsynlighedsvektor og  $\mathbf{p}^{(1)}, \mathbf{p}^{(2)}, \mathbf{p}^{(3)}, \dots$  opfylder at  $\mathbf{p}^{(t+1)} = P\mathbf{p}^{(t)}$ , så vil  $\mathbf{p}^{(t)}$  nærme sig  $\pi$  når t bliver tilstrækkeligt stor.

Vektoren  $\pi$  kan bestemmes med potensmetoden.



### Eksempel (Xkøbing)

Hvordan er fordelingen af indbyggerne efter rigtig mange år? Findes der en stationær fordeling?



### Eksempel (Xkøbing)

Hvordan er fordelingen af indbyggerne efter rigtig mange år? Findes der en stationær fordeling?

Den stokastiske matrix er 
$$A = \begin{bmatrix} 0.95 & 0.03 \\ 0.05 & 0.97 \end{bmatrix}$$

Da alle indgange i A er større end nul, så findes en stationær fordeling  $\pi$ .



### Eksempel (Xkøbing)

Hvordan er fordelingen af indbyggerne efter rigtig mange år? Findes der en stationær fordeling?

Den stokastiske matrix er  $A = \begin{bmatrix} 0.95 & 0.03 \\ 0.05 & 0.97 \end{bmatrix}$ .

Da alle indgange i A er større end nul, så findes en stationær fordeling  $\pi$ .

Vi ser at

$$A - 1 \cdot I_2 = \begin{bmatrix} 0.95 - 1 & 0.03 \\ 0.05 & 0.97 - 1 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -0.05 & 0.03 \\ 0.05 & -0.03 \end{bmatrix} \rightarrow \begin{bmatrix} -0.05 & 0.03 \\ 0 & 0 \end{bmatrix}$$

så løsningsrummet er c  $\begin{bmatrix} 0.03 \\ 0.05 \end{bmatrix}$  hvor  $c \in \mathbb{R}$ .



### Eksempel (Xkøbing, forsat)

Vi søger den specielle løsning, hvor summen af indgangene er 1, så der skal gælde at

$$1 = 0.03c + 0.05c = 0.08c \Leftrightarrow c = \frac{1}{0.08} = 12.5 = \frac{25}{2}$$



#### Eksempel (Xkøbing, forsat)

Vi søger den specielle løsning, hvor summen af indgangene er 1, så der skal gælde at

$$1 = 0.03c + 0.05c = 0.08c \Leftrightarrow c = \frac{1}{0.08} = 12.5 = \frac{25}{2}$$

Den stationære fordeling er derfor

$$\pi = \frac{25}{2} \begin{bmatrix} \frac{3}{100} \\ \frac{5}{100} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{75}{200} \\ \frac{125}{200} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{3}{8} \\ \frac{5}{8} \end{bmatrix}$$



#### Eksempel (Xkøbing, forsat)

Vi søger den specielle løsning, hvor summen af indgangene er 1, så der skal gælde at

$$1 = 0.03c + 0.05c = 0.08c \Leftrightarrow c = \frac{1}{0.08} = 12.5 = \frac{25}{2}$$

Den stationære fordeling er derfor

$$\pi = \frac{25}{2} \begin{bmatrix} \frac{3}{100} \\ \frac{5}{100} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{75}{200} \\ \frac{125}{200} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{3}{8} \\ \frac{5}{8} \end{bmatrix}$$

Xkøbing har 100 000 indbyggere. En stabil fordeling af indbyggerne er derfor

$$100\,000 \cdot \pi = \begin{bmatrix} 37\,500 \\ 62\,500 \end{bmatrix}$$



#### Eksempel (Web surfer)

Her er

$$A = \begin{bmatrix} 0 & \frac{1}{2} & 0 & \frac{1}{2} & 1 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \frac{1}{2} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \frac{1}{2} & 0 \end{bmatrix}$$

$$Og \quad A^9 = \begin{bmatrix} \frac{1}{16} & \frac{1}{16} & \frac{1}{16} & \frac{3}{32} & \frac{1}{16} \\ \frac{1}{16} & \frac{1}{16} & \frac{1}{16} & \frac{3}{16} & \frac{3}{16} & \frac{3}{16} \\ \frac{3}{16} & \frac{1}{16} & \frac{1}{16} & \frac{1}{16} & \frac{3}{16} & \frac{1}{16} \\ \frac{3}{16} & \frac{1}{16} & \frac{3}{32} & \frac{1}{16} & \frac{1}{16} & \frac{3}{16} \end{bmatrix}$$



#### Eksempel (Web surfer)

Her er

$$A = \begin{bmatrix} 0 & \frac{1}{2} & 0 & \frac{1}{2} & 1 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \frac{1}{2} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \frac{1}{2} & 0 \end{bmatrix} \qquad og \quad A^9 = \begin{bmatrix} \frac{5}{16} & \frac{5}{16} & \frac{5}{16} & \frac{9}{32} & \frac{5}{16} \\ \frac{5}{16} & \frac{5}{16} & \frac{5}{16} & \frac{5}{16} & \frac{5}{16} & \frac{5}{16} \\ \frac{1}{8} & \frac{5}{32} & \frac{3}{16} & \frac{5}{32} & \frac{3}{16} \\ \frac{3}{16} & \frac{3}{8} & \frac{1}{8} & \frac{1}{8} & \frac{1}{16} & \frac{1}{8} \\ \frac{1}{16} & \frac{3}{32} & \frac{1}{16} & \frac{1}{16} & \frac{1}{8} \end{bmatrix}$$

Da alle indgange i  $A^9$  er større end nul, findes en stationær fordelingsvektor. Desuden er  $\lambda = 1$  en egenværdi for A.



#### Eksempel (Web surfer)

Her er

$$A = \begin{bmatrix} 0 & \frac{1}{2} & 0 & \frac{1}{2} & 1 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \frac{1}{2} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \frac{1}{2} & 0 \end{bmatrix} \qquad og \quad A^9 = \begin{bmatrix} \frac{5}{16} & \frac{5}{16} & \frac{5}{16} & \frac{9}{32} & \frac{5}{16} \\ \frac{5}{16} & \frac{5}{16} & \frac{5}{16} & \frac{5}{16} & \frac{5}{16} & \frac{5}{16} \\ \frac{1}{8} & \frac{5}{32} & \frac{3}{16} & \frac{5}{32} & \frac{3}{16} \\ \frac{3}{16} & \frac{3}{8} & \frac{1}{8} & \frac{1}{8} & \frac{1}{16} & \frac{1}{8} \\ \frac{1}{16} & \frac{3}{32} & \frac{1}{16} & \frac{1}{16} & \frac{1}{8} \end{bmatrix}$$

Da alle indgange i  $A^9$  er større end nul, findes en stationær fordelingsvektor. Desuden er  $\lambda=1$  en egenværdi for A. Hvis  $\lambda=1$  er en egenværdi for A med tilhørende egenvektor  $\pi$ , så er  $A^k\pi=1^k\pi$ .



### Eksempel (Web surfer, forsat)

Potensmetoden giver så at

$$A^{k+1} \begin{bmatrix} 1 \\ 1 \\ 1 \\ 1 \\ 1 \end{bmatrix} \approx 1 \mathbf{v}$$

hvor v er en egenvektor tilhørende egenværdien 1 for A.



#### Eksempel (Web surfer, forsat)

Potensmetoden giver så at

$$A^{k+1}\begin{bmatrix}1\\1\\1\\1\\1\end{bmatrix}\approx 1\mathbf{v}$$

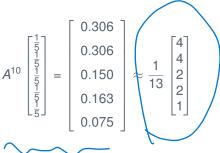
hvor v er en egenvektor tilhørende egenværdien 1 for A.

Da vi søger den egenvektor som er en sandsynlighedsvektor, approksimeres med en vektor hvor indgangene summer til 1 i stedet for vektoren med 1 i alle indgange.



#### Eksempel (Web surfer, forsat)

Observer derfor at





### Eksempel (Web surfer, forsat)

Observer derfor at

$$A^{10} \begin{bmatrix} \frac{1}{5} \\ \frac{1}{5} \\ \frac{1}{5} \\ \frac{1}{5} \\ \frac{1}{5} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.306 \\ 0.306 \\ 0.150 \\ 0.163 \\ 0.075 \end{bmatrix} \approx \frac{1}{13} \begin{bmatrix} 4 \\ 4 \\ 2 \\ 2 \\ 1 \end{bmatrix}$$

Heraf er 
$$\pi = \frac{1}{13}\begin{bmatrix} 4\\4\\2\\2\\1 \end{bmatrix}$$
 den stationære fordelingsvektor.