



Norges teknisk-naturvitenskapelige universitet
Institutt for matematiske fag

TMA4265 Stokastiske
prosesser
Våren 2004

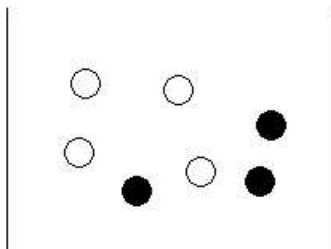
Løsningsforslag - Øving 6

Oppgaver fra læreboka

4.56

X_n – Antallet hvite baller i urna
Trek tilf. ball og med sans

- $p \rightarrow$ Erstatt med en hvit
- $1-p \rightarrow$ Erstatt med en svart

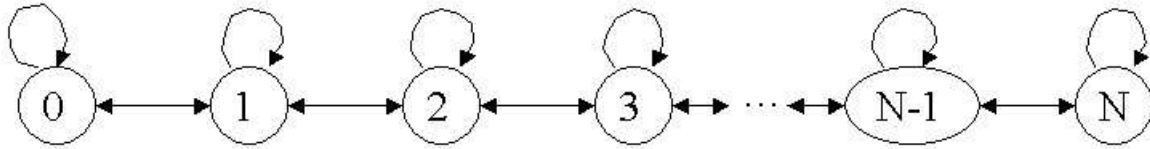


Figur 1: N baller totalt

a) Sannsynlighetsfordelingen til neste tilstand er fullt it bestemt av antallet hvite baller i nåværende tilstand:

$$P_r\{X_n = a_n \mid X_0 = a_0, \dots, X_{n-1} = a_{n-1}\} = P_r\{X_{n-1} = a_{n-1}\}$$

b)



- Markovkjeden er rekurrent og aperiodisk

c)

$$\begin{aligned} P_{kk} &= \frac{k}{n} \cdot p + \frac{N-k}{N} \cdot (1-p) \\ P_{k,k-1} &= \frac{k}{n} \cdot (1-p) \\ P_{k,k+1} &= \frac{N-k}{n} \cdot (p) \end{aligned}$$

$$P = \begin{matrix} 0 \\ 1 \\ \vdots \\ N \end{matrix} \begin{bmatrix} 1-p & p & 0 & & \\ \frac{1}{N}(1-p) & \frac{p}{N} + \frac{N-1}{N}(1-p) & \frac{N-1}{N}p & & \\ & \ddots & \ddots & \ddots & \\ & & (1-p) & p & \end{bmatrix}$$

d) $N = 2$

$$P = \begin{bmatrix} 1-p & p & 0 \\ \frac{1}{2} \cdot (1-p) & \frac{1}{2} & \frac{1}{2} \cdot p \\ 0 & 1-p & p \end{bmatrix}$$

Andel tid i hver tilstand = Grensefordeling = Stasjonærfordeling

$$\begin{aligned} \Pi_0 &= \Pi_0(1-p) + \Pi_1 \frac{1}{2}(1-p) \\ \Pi_1 &= \Pi_0 p + \Pi_1 \frac{1}{2} + \Pi_2(1-p) \\ \Pi_0 &= \Pi_1 + \Pi_2 = 1 \end{aligned}$$

Det gir

$$\begin{aligned} \Pi_0 &= \underline{\underline{(1-p)^2}} \\ \Pi_1 &= \underline{\underline{2p(1-p)}} \\ \Pi_2 &= \underline{\underline{p^2}} \end{aligned}$$

e) Når tiden $\rightarrow \infty$ vil hver ball med sannsynlighet P være hvit og sannsynlighet $(1 - P)$ være svart, uavhengig av hverandre. Med N baller totalt gir dette binomisk fordeling:

$$\Pi_k = \binom{N}{k} P^k (1 - P)^{N-k}$$

f) Kontrollerer at stasjonærfordelingsbetingelsene holder

$$1) \sum_{k=0}^N \Pi_k = 1 \quad OK$$

$$\begin{aligned} 2) \sum_{i=0}^N \Pi_i \cdot P_{ik} &= \Pi_{k-1} \cdot P_{k-1,k} + \Pi_k \cdot P_{k,k} + \Pi_{k+1} \cdot P_{k+1,k} \\ &= \binom{N}{k-1} p^{k-1} (1-p)^{N-(k-1)} \cdot \frac{N-(k-1)}{N} \cdot p \\ &\quad + \binom{N}{k} p^k (1-p)^{N-k} \left(\frac{k}{N} \cdot p + \frac{N-k}{N} \cdot (1-p) \right) \\ &\quad + \binom{N}{k+1} p^{k+1} (1-p)^{N-(k+1)} \cdot \frac{(k-1)}{N} \cdot (1-p) \\ &= \dots \\ &= \left[\frac{k}{N} \cdot (1-p) + \frac{k}{N} \cdot p + \frac{N-k}{N} \cdot (1-p) + \frac{N-k}{N} \cdot p \right] \binom{N}{k} p^k (1-p)^{N-k} \\ &= \underline{\underline{\Pi_k}} \end{aligned}$$

g)

$$T = \min \{ n : X_n = N \} \quad P = 1$$

Definerer

$$\mu_i = E [T \mid X_0 = i]$$

Har at

$$T = \sum_{j=i}^{N-1} T_j$$

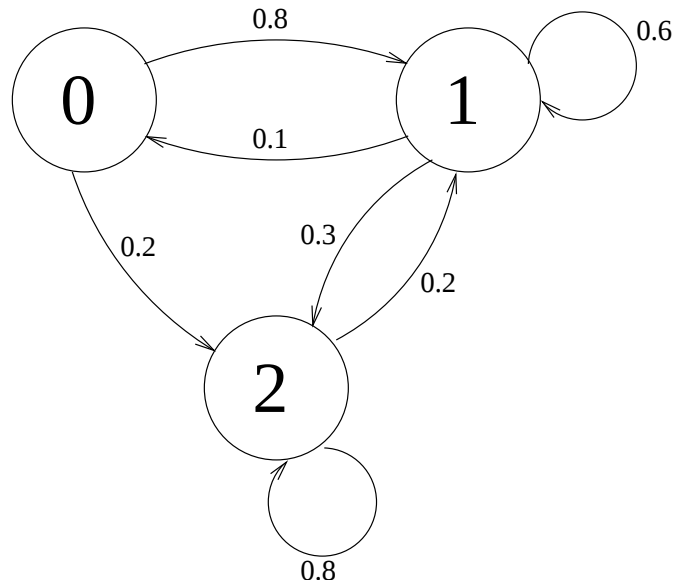
der T_j = antall steg for å gå fra j til $j+1 \sim \text{geometr.} \left(\frac{j}{N} \right) \quad j \geq 1, T_0 = 1$

Dermed blir

$$\begin{aligned} E[T \mid X_0 = i] &= \sum_{j=i}^{N-1} E[T_j] \\ &= \sum_{j=i}^{N-1} \frac{N}{j} = N \sum_{j=i}^{N-1} \frac{1}{j} \quad i \geq 1 \\ E[T \mid X_0 = 0] &= \underline{\underline{1 + N \sum_{j=1}^{N-1} \frac{1}{j}}} \end{aligned}$$

Eks. Mai '02, oppg 1

a)



Figur 2: Nodeskjema over markovkjeden

$$\begin{aligned}
 P\{X_2 = 2 | X_0 = 2\} &= P_{21} \cdot P_{12} + P_{22} \cdot P_{22} \\
 &= 0.2 \cdot 0.3 + 0.8 \cdot 0.8 \\
 &= \underline{\underline{0.7}}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 P\{X_1 \neq 2, X_2 \neq 2, X_3 \neq 2, X_4 = 2 | X_0 = 2\} &= P_{21} [P_{11} \cdot P_{11} \cdot P_{12} + P_{11} \cdot P_{10} \cdot P_{02} + P_{10} \cdot P_{01} \cdot P_{12}] \\
 &= 0.2 [0.6 \cdot 0.6 \cdot 0.3 + 0.6 \cdot 0.1 \cdot 0.2 + 0.1 \cdot 0.8 \cdot 0.3] \\
 &= 0.8 [0.108 + 0.012 + 0.024] \\
 &= \underline{\underline{0.0288}}
 \end{aligned}$$

b)

Dersom vi ser på overgangsmatrisen eller node-skjemaet, ser vi at alle tilstandene kommuniserer. Det vil altså si at alle tilstandene er i samme ekvivalensklasse ($0 \rightarrow 1 \rightarrow 2 \rightarrow 0$).

Siden vi har endelig mange tilstander, må minst en tilstand være rekurrent. Videre, siden vi kun har en ekvivalensklasse, må alle tilstandene være rekurrente.

Siden $P_{11} > 0$ må $d(1) = 1$. Vi har kun en ekvivalensklasse, så da må $d(0) = d(1) = d(2) = 1$.

Markovkjeden har en grensefordeling siden den er irreducibel (kun en ekvivalensklasse), positiv rekurrent (rekurrent og endelig antall tilstander) og aperiodisk.

$$\pi_0 = 0.1\pi_1 \quad (1)$$

$$\pi_1 = 0.8\pi_0 + 0.6\pi_1 + 0.2\pi_2 \quad (2)$$

$$\pi_2 = 0.2\pi_0 + 0.3\pi_1 + 0.8\pi_2 \quad (3)$$

$$\pi_0 + \pi_1 + \pi_2 = 1 \quad (4)$$

Løser vi (1) - (4), får vi

$$\underline{\underline{\pi_0 = 0.037, \pi_1 = 0.370, \pi_2 = 0.593}}$$

c)

La $T = \min\{n > 0 : X_n = 0\}$

For å finne tykkelsen av en sone med ren/skifrig sandsten, må vi finne $E[T - 1 | X_0 = 0]$. Dette fordi $X_0 = 0$ definerer slutten på en skifersone, mens $X_T = 0$ definerer begynnelsen på en ny.

Vi har at $E[T - 1 | X_0 = 0] = E[T | X_0 = 0] - 1$, dermed trenger vi å regne ut $E[T | X_0 = 0]$.

$$\begin{aligned} E[T | X_0 = 0] &= E[T | X_0 = 0, X_1 = 1] \cdot P[X_1 = 1 | X_0 = 0] \\ &+ E[T | X_0 = 0, X_1 = 2] \cdot P[X_1 = 2 | X_0 = 0] \\ &= 0.8 \cdot (E[T | X_0 = 1] + 1) + 0.2 \cdot (E[T | X_0 = 2] + 1) \\ &= 0.8 \cdot \nu_1 + 0.2 \cdot \nu_2 + 1, \end{aligned}$$

der $\nu_i = E[T | X_0 = i]$. Vi har altså at

$$\nu_0 = 0.8 \cdot \nu_1 + 0.2 \cdot \nu_2 + 1. \quad (5)$$

Tilsvarende utregninger for ν_1 og ν_2 gir oss følgende ligninger

$$\nu_1 = 0.1 \cdot 1 + 0.6(1 + \nu_1) + 0.3(1 + \nu_2) = 1 + 0.6 \cdot \nu_1 + 0.3 \cdot \nu_2 \quad (6)$$

$$\nu_2 = 0.2(1 + \nu_1) + 0.8(1 + \nu_2) = 1 + 0.2 \cdot \nu_1 + 0.8 \cdot \nu_2 \quad (7)$$

Løser vi (??) og (??) får vi at

$$\nu_2 = 30$$

og

$$\nu_1 = 25.$$

Ved å sette ν_1 og ν_2 inn i (??) får vi

$$\nu_0 = E[T|X_0 = 0] = 1 + 0.8 \cdot 25 + 0.2 \cdot 30 = 27,$$

som betyr at tykkelsen er

$$\underline{\underline{E[T - 1|X_0 = 0] = 27 - 1 = 26}}$$

d)

Algoritme:

- Sett initialverdi $X_0 = i_0$
- For $i = 1, 2, 3, \dots$
 1. Trekk $u \sim U[0, 1]$
 2. Dersom $u < P_{X_{i-1},0}$ sett $X_i = 0$
 3. Dersom $P_{X_{i-1},0} \leq u < P_{X_{i-1},0} + P_{X_{i-1},1}$ sett $X_i = 1$
 4. Dersom $u \geq P_{X_{i-1},0} + P_{X_{i-1},1}$ sett $X_i = 2$

Fra realisasjonen $x_0, x_1, x_2, \dots$ finner man først tykkelsen til hvert av de simulerte lagene mellom skifer. Det vil si å finne $T_1, T_2, T_3, \dots$. En realisasjon kan se f.eks. slik ut:

$$1 \ 2 \ 0 \ \underbrace{1 \ 1 \ 2 \ 2 \ 0}_{T_1} \ \underbrace{2 \ 1 \ 0}_{T_2} \ \underbrace{2 \ 2 \ 1 \ 0}_{T_3} \ \underbrace{1 \ 2 \ 1 \ 0}_{T_4} \ \underbrace{2 \ 1 \ 2 \ 2 \ 0}_{T_5} \ \dots$$

Et estimat av $P\{T - 1 \geq d\}$ vil da være gitt som:

$$\underline{\underline{P\{\widehat{T - 1} \geq d\} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N I\{T_i - 1 \geq d\}}}, \quad (8)$$

der N er antall simulerte lag, og $I\{\cdot\}$ er indikatorfunksjonen.

En alternativ algoritme kan være å starte mange simuleringer på $X_0 = 0$ og simulere kun fram til neste skifer (altså neste $X_i = 0$). Ved å ta vare på de T_i -ene man da får, kan man regne ut estimatet (??).

Eks. Aug '01, oppg 1

- a) Sannsynsfordelinga til antal kuler i urna i neste tilstand er fullt ut bestemt av antal kuler i urna i noverande tilstand. Altså:

$$P\{X_n = a_n | X_0 = a_0, X_1 = a_1, \dots, X_{n-1} = a_{n-1}\} = P\{X_n = a_n | X_{n-1} = a_{n-1}\}$$

- b) Ei markovkjede er irreduksibel dersom den kun har ei ekvivalensklasse, det vil seie at alle tilstandane kommuniserer med kvarandre. Det er tilfelle for markovkjeda i denne oppgåva.

Dersom markovkjeda er i tilstand n ved tidspunkt t_0 , kan den kun komme tilbake til tilstanden n ved tidspunkta $t_0 + 2, t_0 + 4, t_0 + 6, \dots$. Det betyr at alle tilstandane i markovkjeda har periode 2. Den er altså ikkje aperiodisk.

- c) Sidan alle tilstandane har periode 2, er det kun tilstandane 1 og 3 som er tilgjengelige på 3 steg frå tilstand 0. Vi får dermed at:

$$P_{0j}^3 = \begin{cases} 1 \cdot \frac{1}{M} \cdot +1 \cdot \frac{M-1}{M} \cdot \frac{2}{M} = \frac{3M-2}{M^2} & \text{for } j = 1 \\ 1 \cdot \frac{M-1}{M} \cdot \frac{M-2}{M} = \frac{M^2-3M+2}{M^2} & \text{for } j = 3 \\ 0 & \text{ellers} \end{cases}$$

- d) Venstre side:

$$\begin{aligned} \binom{M}{i} P_{i,i+1} &= \frac{M!}{i!(M-i)!} \cdot (1 - i/M) = \\ &= \frac{M!}{i!(M-i)!} \cdot \frac{M-i}{M} = \frac{(M-1)!}{i!(M-i-1)!} \end{aligned}$$

Høyre side:

$$\binom{M}{i+1} P_{i+1,i} = \frac{M!}{(i+1)!(M-i-1)!} \cdot \frac{i+1}{M} = \frac{(M-1)!}{i!(M-i-1)!}$$

Vi ser at de to sidene er like. For at en markovkjede skal være tidsreversibel, må likheten

$$\pi_i P_{ij} = \pi_j P_{ji} \text{ for alle } i, j$$

gjelde. La $(x_0, x_1, \dots, x_M)$ være positive slik at

$$\pi_i = \frac{x_i}{\sum_{k=0}^M x_k} \text{ for alle } i$$

Da vil kravet om reversibilitet bli redusert til

$$\begin{aligned} \pi_i P_{ij} &= \pi_j P_{ji} \text{ for alle } i, j \\ \Downarrow \\ \frac{x_i}{\sum_{k=0}^M x_k} P_{ij} &= \frac{x_j}{\sum_{k=0}^M x_k} P_{ji} \\ \Downarrow \\ x_i P_{ij} &= x_j P_{ji} \text{ for alle } i, j \end{aligned}$$

I vårt tilfelle er det nok at

$$x_i P_{i,i+1} = x_{i+1} P_{i+1,i} \text{ for alle } i \tag{9}$$

siden $P_{ij} = 0$ ellers. Vi ser at $x_i = \binom{M}{i}$ oppfyller ligning (??).

e) P.g.a. tidsreversibilitet må vi ha

$$\pi_i = \frac{x_i}{\sum_{k=0}^M x_k} = \frac{\binom{M}{i}}{\sum_{k=0}^M \binom{M}{k}} = \binom{M}{i} 2^{-M}$$

dvs binomisk($M, 1/2$) fordeling. Intuitiv tolkning: Etter et stort antall trekninger vil hver kule med sannsynlighet $1/2$ være i en av de to urnene, uavhengig av hverandre.

f) Iflg. vink ser vi først på

$$\begin{aligned} m_i^{n+1} &= E(X_{n+1} | X_0 = i) \\ &= \sum_{j=0}^M E(X_{n+1} | X_0 = i, X_n = j) P(X_n = j | X_0 = i) \\ &= \sum_{j=0}^M E(X_{n+1} | X_n = j) P(X_n = j | X_0 = i) \\ &= \sum_{j=0}^M [(j-1) \frac{j}{M} + (j+1)(1 - \frac{j}{M})] P_{ij}^n \\ &= \sum_{j=0}^M [1 + (1 - \frac{2}{M})j] P_{ij}^n \\ &= 1 + (1 - \frac{2}{M}) E(X_n | X_0 = i) \\ &= 1 + (1 - \frac{2}{M}) m_i^n \end{aligned}$$

Løser ved hjelp av rekursjon. For $n = 0$:

$$m_i^0 = \frac{M}{2} + (1 - \frac{2}{M})^0 (i - \frac{M}{2}) = \frac{M}{2} + (i - \frac{M}{2}) = i, \quad (10)$$

som stemmer med det vi forventer. Antar nå at formelen gjelder for n . Skal vise at den også gjelder for $n + 1$.

$$\begin{aligned} m_i^{n+1} &= 1 + (1 - \frac{2}{M}) m_i^n \\ &= 1 + (1 - \frac{2}{M}) \frac{M}{2} + (1 - \frac{2}{M})^n (i - \frac{M}{2}) \\ &= 1 + (\frac{M}{2} - 1) + (1 - \frac{2}{M})^{n+1} (i - \frac{M}{2}) \\ &= \frac{M}{2} + (1 - \frac{2}{M})^{n+1} (i - \frac{M}{2}) \end{aligned}$$