

A sorhossz várható értéke, üresjárat, foglaltság

1/8

Tekintsük az $X_{n+1} = (X_n - V_{n+1})_+ + Y_{n+1}$ evolúciós egyenlettel leírt Markov láncot (sorhossz-modellt), lásd az előző órát.

Feltételek (emlékeztető):

$X_0 \in \mathbb{N}$ kezdeti sorhossz

1,2) $V_1, V_2, V_3, \dots \sim V$ kapacitások azonos eloszlásúak $\in \mathbb{N}$

$Y_1, Y_2, Y_3, \dots \sim Y$ érkező igények azonos eloszlásúak

} és mind teljesen független

3) X_n aperiodikus (és irreducibilis)

4) $\mathbb{E}V < \infty$, $\mathbb{E}Y < \infty$

Tudjuk, hogy ha $\mathbb{E}Y < \mathbb{E}V$, akkor X_n stabil — legyen X^{stac}

egy vd.változó a stac. eloszlással,

és hogy ilyenkor az átlagos késleltetés $\bar{D} = \frac{\mathbb{E}X^{\text{stac}}}{\mathbb{E}Y}$.

A rendszer üzemeltetőjét elsősorban $\mathbb{E}X^{\text{stac}}$ érdekli,

a felhasználókat pedig \bar{D} . Mindkettőhöz $\mathbb{E}X^{\text{stac}}$ -ot kell kiszámolni.

Kérdés: $\mathbb{E}X^{\text{stac}} = ?$

Válasz: Ez általában nehéz (végtelen nagy lineáris egyenletrendszert kellene megoldani a határeloszlás kiszámolásához), de van egy fontos és könnyű eset:

Ha $V_n \in \{0, 1\}$, vagyis minden időszakban legfeljebb 1 igényt szolgálunk ki, akkor van könnyű képlet. (2/8)

$V_n \in \{0, 1\}$ pontosan azt jelenti, hogy V Bernoulli eloszlású:
 $V \sim B(p)$ valamilyen $p \in (0, 1] - \{0\}$, és $\mathbb{E}V = p$.
 Az is jó, ha $p = 1$, vagyis $V \equiv 1$: mindig pontosan 1 igényt szolgálunk ki.

Tétel: Tegyük fel (a fenti ①--④) mellett, hogy $V \in \{0, 1\}$ és $\mathbb{E}Y < \mathbb{E}V$. Ekkor

$$\mathbb{E}X^{\text{stac}} = \frac{\mathbb{E}Y(1 - \mathbb{E}Y) + \text{Var}Y}{2(\mathbb{E}V - \mathbb{E}Y)}$$

Spec: Ha $V \equiv 1$, akkor $\mathbb{E}V = 1$, vagyis

$$\mathbb{E}X^{\text{stac}} = \frac{\mathbb{E}Y}{2} + \frac{\text{Var}Y}{2(\mathbb{E}V - \mathbb{E}Y)}$$

Érdekes: Előfordulhat, hogy $\mathbb{E}Y < \mathbb{E}V \leq 1$, de $\text{Var}Y = \infty$.
 Ekkor a rendszer stabil, de $\mathbb{E}X^{\text{stac}} = \infty$ és $\bar{D} = \infty$ ③

Fontos következmény Tfh Y adott, az üzemeltető pedig attal próbál, hogy $\mathbb{E}V = \mathbb{E}Y + \text{kicsi}$.

Ekkor $\mathbb{E}X^{\text{stac}} = \frac{\text{adott}}{\text{kicsi}} = \text{nagy}$ és \bar{D} is nagy.

Biz: (egy kis csalással):

Mivel $V_{n+1} \in \{0, 1\}$, az evolúciós egyenlet úgy néz ki,

$$\text{hogy } X_{n+1} = \begin{cases} X_n + Y_{n+1}, & \text{ha } X_n = 0 \\ X_n - V_{n+1} + Y_{n+1}, & \text{ha } X_n \geq 1 \end{cases} = X_n - V_{n+1} \mathbb{1}_{\{X_n \geq 1\}} + Y_{n+1}$$

$$\text{Legyen } W_{n+1} = V_{n+1} \mathbb{1}_{\{X_n \geq 1\}} = \begin{cases} V_{n+1}, & \text{ha } X_n \geq 1 \\ 0, & \text{ha } X_n = 0 \end{cases}$$

a ténylegesen kistelgált igények száma az $(n+1)$ -edik időszakban.

Ekkor $X_{n+1} = X_n - W_{n+1} + Y_{n+1}$ az evolúciós egyenlet

(de vigyázat: W_{n+1} nem független X_n -től).

Legyen az X_n folyamat stacionárius (vagyis indítsuk a stacionárius eloszlásból), ekkor $X_n \sim X^{stac}$ és $X_{n+1} \sim X^{stac}$.

$$\Rightarrow \mathbb{E} X^{stac} = \mathbb{E} X_{n+1} = \mathbb{E} X_n - \mathbb{E} W_{n+1} + \mathbb{E} Y_{n+1} = \mathbb{E} X^{stac} - \mathbb{E} W_{n+1} + \mathbb{E} Y,$$

amiből $\mathbb{E} W_{n+1} = \mathbb{E} Y$ (hat perste). ⊗

Most jön a trükk: Nézzük az evolúciós egyenlet

négyzetét:

~~$$\mathbb{E} X_{n+1}^2 = \mathbb{E} X_n^2 + \mathbb{E} W_{n+1}^2 + \mathbb{E} Y^2$$~~

$$X_{n+1}^2 = X_n^2 + W_{n+1}^2 + Y_{n+1}^2 - 2X_n W_{n+1} + 2X_n Y_{n+1} - 2W_{n+1} Y_{n+1}$$

Ennek fogjuk a várható értéket venni.

Ebből $W_{n+1} \in \{0, 1\}$, ezért $W_{n+1}^2 = W_{n+1}$

4/8

- ~~X_n független~~ Y_{n+1} független X_n -től
- Y_{n+1} független W_{n+1} -től
- W_{n+1} nem független X_n -től, viszont sztereotípiára

$$X_n W_{n+1} = X_n V_{n+1} \mathbb{1}_{\{X_n \geq 1\}} = \underbrace{\left(X_n \mathbb{1}_{\{X_n \geq 1\}} \right)}_{\substack{\rightarrow \text{ez itt } \begin{cases} X_n, & \text{ha } X_n \geq 1 \\ 0, & \text{ha } X_n = 0 \end{cases} = X_n}} V_{n+1} = \cancel{X_n W_{n+1}} = X_n V_{n+1},$$

hurra, ezek függetlenek

Vagyis

$$X_{n+1}^2 = X_n^2 + W_{n+1} + Y_{n+1}^2 - 2X_n V_{n+1} + 2X_n Y_{n+1} - 2W_{n+1} Y_{n+1} \quad | \quad \mathbb{E}(\cdot)$$

$$\mathbb{E}(X_{n+1}^2) = \mathbb{E}(X_n^2) + \mathbb{E}W_{n+1} + \mathbb{E}(Y_{n+1}^2) - 2\mathbb{E}X_n \mathbb{E}V_{n+1} + 2\mathbb{E}X_n \mathbb{E}Y_{n+1} - 2\mathbb{E}W_{n+1} \mathbb{E}Y_{n+1}$$

Ebből már tudjuk, hogy $\mathbb{E}W_{n+1} = \mathbb{E}Y$.

Mivel X_n stacionárius, $\mathbb{E}(X_{n+1}^2) = \mathbb{E}(X_n^2)$ kiesik, $\mathbb{E}X_n = \mathbb{E}X^{\text{stac}}$,

és az marad, hogy

$$0 = \mathbb{E}Y + \mathbb{E}(Y^2) - 2\mathbb{E}X^{\text{stac}} \mathbb{E}V + 2\mathbb{E}X^{\text{stac}} \mathbb{E}Y - 2\mathbb{E}Y \mathbb{E}Y \quad (**)$$

Ebből $\mathbb{E}X^{\text{stac}}$ kifejezhető: $\mathbb{E}Y(1-\mathbb{E}Y) \cdot \text{Var}Y$

$$\mathbb{E}X^{\text{stac}} = \frac{\mathbb{E}Y - 2(\mathbb{E}Y)^2 + \mathbb{E}(Y^2)}{2(\mathbb{E}V - \mathbb{E}Y)} = \frac{\mathbb{E}Y - (\mathbb{E}Y)^2 + \mathbb{E}(Y^2) - (\mathbb{E}Y)^2}{2(\mathbb{E}V - \mathbb{E}Y)}$$

□

Megj: Két helyen csaltunk:

⊗ -nál kihasználtuk, hogy $E X^{stac} < \infty$

⊗⊗ -nál kihasználtuk, hogy $E((X^{stac})^2) < \infty$.

Egyik sem feltétlenül igaz, a második még akkor sem, ha $Var Y < \infty$. (Az kell hozzá, hogy $E(Y^3) < \infty$ legyen.)

A bizonyítást pl. úgy lehetne precízre tenni, hogy bevezetünk egy K maximális sorhosszt, és az efölött érkező igbnyeket eldobjuk. Az így kapott X_n^K Markov lánc már véges állapotterű, így minden várható érték véges.

Ez után $K \rightarrow \infty$.

Az eljárás neve levágás / csontolás / truncation.

Az üresjárat valószínűsége

6/8

Az előző tétel bizonyítása során mellesleg kijött, hogy

Tétel: Az előző tétel feltételei mellett

$$P(X^{\text{stac}} = 0) = 1 - \frac{EY}{EV}$$

Biz.: $W_{n+1} := V_{n+1} \mathbb{1}_{\{X_n \geq 1\}}$ volt a fbnylegesen küszölgölt igények száma az $(n+1)$ -edik időszakban.

Erről láttuk, hogy $E W_{n+1} = E Y$.

De lát V_{n+1} független X_n -től, ezért

$$E W_{n+1} = E V_n E \mathbb{1}_{\{X_n \geq 1\}} = E V P(X_n \geq 1)$$

amiből $P(X_n \geq 1) = \frac{E Y}{E V}$

□

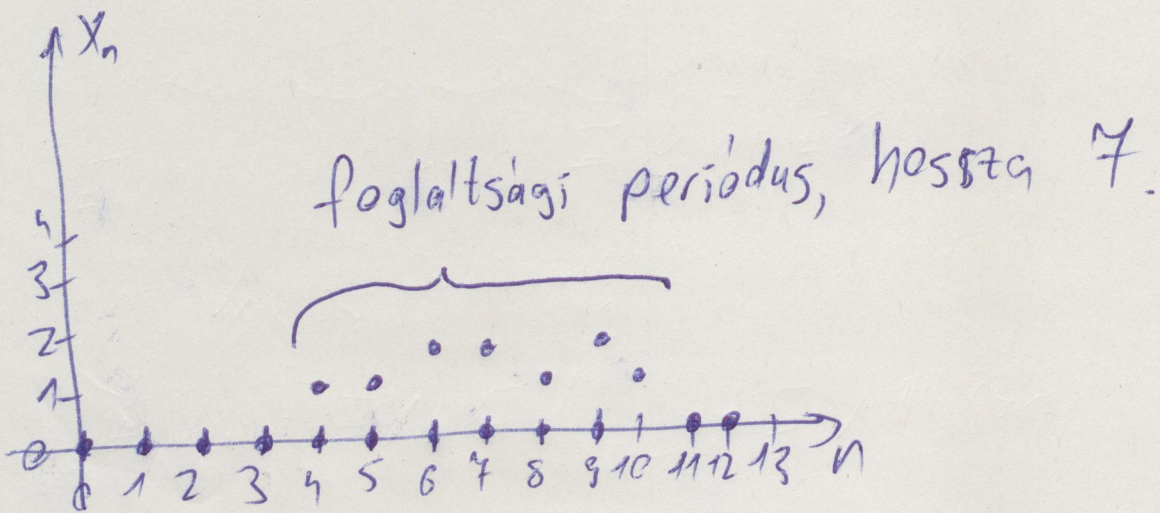
Tanulság: $P(X^{\text{stac}} = 0)$ csak akkor lehet kicsi, ha $E V \ll E Y$,
akkor viszont $E(X^{\text{stac}})$ lesz nagy.

Vagyis ha a sorhossz és a késleltetést kordában akarjuk tartani, akkor a kapacitás egy számottevő része szükségsteremtően kihasználatlan kell, hogy maradjon.

A foglaltsági periódusok hossza

7/8

Ha a sor üres és érkezik egy (vagy több) igény, akkor elkezdődött egy "foglaltsági periódus", és addig tart, amíg a sor újra üres nem lesz. Vagyis a foglaltsági periódus hossza azon ~~az~~ stacionárius n -ek száma, amire $X_n \neq 0$.



Tétel Az előző tétel feltételei mellett

$$E_{\text{stac}}(\text{foglaltsági periódus hossza}) = \frac{EY}{P(Y \geq 1) | EV - EY)}$$

Biz.: A foglaltsági periódus hosszát jelölje T .

A (nullától) nullában való első visszatérés ideje legyen T .

Tfh $X_0 = 0$.

Ekkor ha $X_1 = 0$, vagyis nem érkezett igény, akkor nem is kezdődött el egy foglaltsági periódus, ám $T = 1$.

• ha viszont $X_1 \geq 1$ (ami ugyanaz, mint hogy $Y_1 \geq 1$),
 akkor elkezdődött a foglaltsági periódus és $Z = 1 + T$.

Ezekből $E(Z | Y_q = 0) = 1$

$$E(Z | Y_q \geq 1) = 1 + ET$$

8/8

A teljes várható érték tétel miatt

$$EZ = P(Y_q = 0) E(Z | Y_q = 0) + P(Y_q \geq 1) E(Z | Y_q \geq 1)$$

$$= P(Y_q = 0) + P(Y_q \geq 1) (1 + ET)$$

$$= 1 + P(Y_q \geq 1) ET,$$

amiből $ET = \frac{EZ - 1}{P(Y_q \geq 1)}$

Emlékeztünk: $EZ = \frac{1}{\pi_0}$, ahol π az egyetlen

stacionárius eloszlás, vagyis $\pi_0 = P(X^{stac} = 0) = 1 - \frac{EY}{EV}$

az előző tétel miatt.

Ebből ~~$EZ = \frac{1}{\pi_0}$~~

$$ET = \frac{\frac{1}{1 - \frac{EY}{EV}} - 1}{P(Y \geq 1)} = \frac{EV - (EV - EY)}{P(Y \geq 1) (EV - EY)} \quad \square$$

Megj: Abban a spec-spec esetben, amikor nem csak VE lehet,
 hanem YE is, X^{stac} -nak, T -nek és a késleltetésnek nem
 csak a várható értéket tudjuk (majd) kiszámolni, hanem a
 teljes eloszlását.