

A sorhossz határdezeléséhez kölcsönösen kiszolgáltas esetén

1/3

Tekintsük az $X_{n+1} = (X_n - V_{n+1})_+ + Y_{n+1}$ sorhossz
evoluciós egyenletet, ahol

$$\begin{array}{ll} V_1, V_2, V_3 \dots & \text{azonos eloszlású } \sim \text{VEIN} \\ Y_1, Y_2, Y_3 \dots & \text{II } \sim \text{NYEN} \end{array} \left. \begin{array}{l} \text{teljesen} \\ \text{függetlenek} \\ \text{egymáshoz} \end{array} \right\} \text{es } X_0 \text{-től is.}$$

A $V \equiv 1$ esetben fog járni a bolytonos idejű modellben.

Tétel T fű $V \equiv 1$ vagyis minden lopásban pontosan 1 igény kiszolgálására van kapacitás, és $EY < EV = 1$, vagyis az X_n Markov lánc stabil. Legyen Y generátorfüggvénye g_Y . Ekkor az X_n Markov lánc (egyelőre) stacionárius eloszlásának generátorfüggvénye

$$g_{X_n^{\text{stac}}}(z) = p_0(1-z) \frac{g_Y(z)}{g_Y(z)-z},$$

ahol $p_0 := P(X^{\text{stac}}=0) = 1 - EY$ az üresidrat valószínűsége.

Biz: $X_{n+1} = (X_n - 1)_+ + Y_{n+1}$, és stacionárius esetben

$X_{n+1} \sim X_n \sim X^{\text{stac}}$. Legyen $\tilde{X}_n := (X_n - 1)_+$. Ez

persze független Y_{n+1} -től, így

$$g_{X_n^{\text{stac}}}(z) = g_{\tilde{X}_n + Y_{n+1}}(z) \xrightarrow{\text{független}} g_{\tilde{X}_n}(z) \cdot g_Y(z). \quad \otimes$$

Lemma: Legyen a $X \in \mathbb{N}$ val. val. függvénye generátorfüggvénye 2/3

\underline{g}_X . Legyen $p_0 = P(X=0)$, ÓS legyen $\tilde{X} = (X-1)_+$.

Ekkel \tilde{X} generátorfüggvénye $\underline{g}_{\tilde{X}}(z) = p_0 + \frac{\underline{g}_X(z) - p_0}{z}$.

Lemma báz.: Legyen $P_k = P(X=k)$ $\forall k$. Ekkel

k	0	1	2	3	4	...
$P(X=k)$	p_0	p_1	p_2	p_3	p_4	---
$P((X-1)_+ = k)$	$p_0 + p_1$	p_2	p_3	p_4	p_5	---

Amiből $\underline{g}_X(z) = p_0 + p_1 z + p_2 z^2 + p_3 z^3 + \dots$

$$\boxed{\underline{g}_{\tilde{X}}(z) = \underbrace{p_0 + p_1 + p_2 z + p_3 z^2 + p_4 z^3 + \dots}_{\text{ha ezt } z\text{-vel megtervezik,}} = p_0 + \frac{\underline{g}_X(z) - p_0}{z}}$$

part $\underline{g}(z) - p_0$ jönne ki

□ Lemma

Alkalmasztuk a lemmát $X := X_n$ val. osztással, így

$$\underline{g}_{\tilde{X}_n}(z) = p_0 + \frac{\underline{g}_{X_{\text{stac}}}(z) - p_0}{z}. \quad \text{Ezt viszta-helyettesítse}$$

Elba írtuk, hogy

$$\underline{g}_{X_{\text{stac}}}(z) = \left(p_0 + \frac{\underline{g}_{X_{\text{stac}}}(z) - p_0}{z} \right) \underline{g}_Y(z).$$

Ez elsőfokú egyenlet $\underline{g}_{X_{\text{stac}}}(z)$ -re. Átrendezve

$$g_{X^{\text{stac}}}(z) \left(1 - \frac{g_Y(z)}{z}\right) = p_0 \left(1 - \frac{1}{z}\right) g_Y(z) \quad / \cdot \frac{z}{z - g_Y(z)}$$

(3/3)

$$g_{X^{\text{stac}}}(z) = p_0 (z-1) \frac{g_Y(z)}{z - g_Y(z)} \quad \cancel{\text{eredetileg}}.$$

Azt pedig korábban tudjuk, hogy az üresjárat valószínűsége $p_0 = P(X^{\text{stac}}=0) = 1 - \frac{EY}{EV} \stackrel{V=1}{=} 1 - EY$. \square tétel

Megj.: A stabilis könyven d. Haldanesthád arra azt esetre, amikor $V \sim B(p)$. Ekkor persze a stabilitás feltétele $EY < p$, az üresjárat $p_0 = P(X^{\text{stac}}=0) = 1 - \frac{EY}{p}$

és a jön ki, hogy

$$g_{X^{\text{stac}}}(z) = \underbrace{p_0 p}_{p - EY} (1-z) \frac{g_Y(z)}{[p + (1-p)z] g_Y(z) - z}.$$