

Tömegkiszolgálás

pótZH megoldások, 2021 tavasz, 2021.05.17, 10:00

Munkaidő: 90 perc. A megoldásokat fényképezve vagy scannelve kérem vissza. Aki ezt nem tudja megoldani, kérem, jelezze!

Minden írásos segédeszköz illetve számológép/számítógép használható, de a feladatokat **önállóan** kell megoldani, vagyis más embertől kérdezni és segítséget elfogadni nem szabad. Ez alól egyedüli kivétel a tárgy előadója.

Minden megoldást részletesen indokolni kell.

Pontozás általában:

- Minden feladat 8 pontot ér.
 - A részpontoszámok részletezve vannak az egyes megoldások után.
 - Fő szabály: Ha valaki rossz irányba indul el – pl. hibásan ismeri fel az alkalmazandó modellt – és aztán a rossz irányban sok szép dolgot kiszámol, azért nem jár pont.
 - Különösen vonatkozik ez arra, ha valaki olyat számol ki, ami a helyes megoldáshoz nem kell – pl. a 3-as feladatban mindent kiszámol a prioritásos csomagkoncentrátorra, amiből semmi sem kell.
1. Egy űrszonda véletlen hosszúságú üzeneteket küld a Földre. Minden üzenet egy 30 bitből álló fejléccel kezdődik. Ezután következik a tényleges adat, aminek hossza (bitekben) geometriai eloszlású, várható értéke 100. Végül egy 10 bit hosszú hibaellenőrző kód következik. Az átvitel során minden bit a többitől függetlenül $\frac{1}{1000}$ valószínűséggel sérül. Hosszú távon az üzenetek hány százaléka érkezik meg hibátlanul?

Megoldás 1: generátorfüggvény-módszer

Legyen N az üzenet hossza bitekben.

Legyen $S_k = \begin{cases} 1, & \text{ha az } k\text{-adik bit hibás} \\ 0, & \text{ha nem} \end{cases}$ így $S_k \sim B(\frac{1}{1000})$

és az $S_N := \sum_{k=1}^N S_k$ véletlen tagok összege a hibás bitek száma.

A kérdés $P(\text{mind hibátlan}) = P(S_N = 0) = ?$

Ez kijön pl. a generátorfüggvényből: $P(S_N = 0) = g_{S_N}(0)$

de S_N véletlen tagok összege:

$$g_{S_N}(z) = g_N(g_S(z))$$

ebből $S \sim B(\frac{1}{1000}) \Rightarrow g_S(z) = \frac{999}{1000} + \frac{1}{1000} z$

$N = 40 + X$ ahol $X \sim \text{Geom}(\frac{1}{100})$

$$\Rightarrow g_N(z) = z^{40} g_X(z) = z^{40} \frac{\frac{1}{100} z}{1 - \frac{99}{100} z}$$

A kompozíció képletét karlanne kiírni:

$$g_S(0) = \frac{999}{1000} + \frac{1}{1000} \cdot 0 = \frac{999}{1000}$$

$$g_{S_N}(0) = g_N(g_S(0)) = g_N\left(\frac{999}{1000}\right) = \left(\frac{999}{1000}\right)^{40} \frac{1}{1 - \frac{99}{100} \cdot \frac{999}{1000}}$$

Végül: $\approx 0.873 = 87.3\%$

A nagy számok törvénye miatt hosszú távon az üzenetek 87.3% -a lesz hibátlan.

Megoldás 2: teljes valószínűség tétele

Legyen N az üzenet hossza bitekben.

Ha $N=k$, akkor $P(\text{mind hibátlan}) = \frac{\text{jó eset}}{\text{lehetőségek}} = \left(\frac{999}{1000}\right)^k$, Vagyis

$$P(\text{az üzenet hibátlan} \mid N=k) = \left(\frac{999}{1000}\right)^k$$

Mivel $N=40+X$ ahol $X \sim \text{Geom}\left(\frac{1}{100}\right)$ a tényleges adat hossza, ezért

$$P(N=k) = P(X=k-40) = p(1-p)^{k-40-1} \quad k=41, 42, 43, \dots$$

Igy a teljes valószínűség tétel szerint

$$P(\text{az üzenet hibátlan}) = \sum_{k=41}^{\infty} P(N=k) P(\text{hibátlan} \mid N=k) =$$

$$= \sum_{k=41}^{\infty} \frac{1}{100} \left(\frac{99}{100}\right)^{k-41} \left(\frac{999}{1000}\right)^k \quad \begin{array}{l} k := e+41 \\ \text{helyettesítés} \end{array}$$

$$= \frac{1}{100} \left(\frac{999}{1000}\right)^{41} \sum_{e=0}^{\infty} \left(\frac{99}{100} \cdot \frac{999}{1000}\right)^e \quad \begin{array}{l} \text{mértnani sor} \\ \text{összege} \end{array}$$

$$= \frac{1}{100} \left(\frac{999}{1000}\right)^{41} \frac{1}{1 - \frac{99}{100} \cdot \frac{999}{1000}} \approx 0,873 = 87,3\%$$

Végül:

A nagy számok törvénye miatt hosszú távon az üzenetek $87,3\%$ -a lesz hibátlan.

Pontozás:

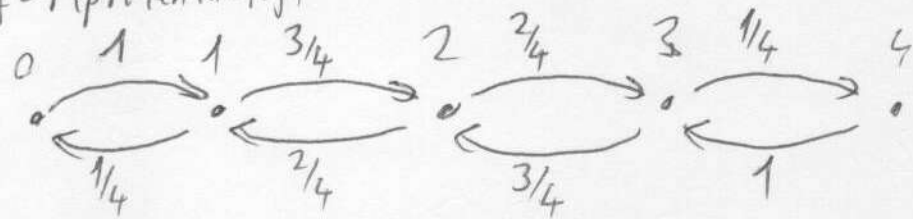
- 2 pont a véletlen tagszámú összeg vagy a teljes valószínűség probléma felismerése, jelölések helyes bevezetése
 - 2 pont a tagszám eloszlásának helyes felírása (a fix biteket beleszámítva vagy azt leválasztva)
 - 1 pont a tagok generátorfüggvénye vagy a feltételes valószínűségek felírása
 - 2 pont a tételek alkalmazása, a helyes valószínűség megadása
 - 1 pont a hivatkozás a nagy számok törvényére, hogy az arány hosszú távon éppen a valószínűség.
2. Egy véletlen számítógépes program a futása során 5-féle állapotban lehet 0-tól 4-ig. Minden lépésben átlép egy szomszédos állapotba, és pedig a k -adik állapotból $\frac{4-k}{4}$ valószínűséggel felfelé, a maradék $\frac{k}{4}$ valószínűséggel pedig lefelé (az előzményektől függetlenül). (Így az 0-s állapotból biztosan felfelé, a 4-esből biztosan lefelé lép.) Kezdetben a program a 0 állapotban van.
- a.) Közelítőleg mennyi a valószínűsége, hogy 365 lépés után ismét a 0 állapotban lesz?
- b.) Az idő mekkora hányadát tölti a program a $\{0, 1\}$ állapotokban hosszú távon?
- c.) **Bónusz kérdés:** Mi a helyzet, ha 100 állapot van és a k -adikból $\frac{99-k}{99}$ val.séggel lép felfelé, a maradék val.séggel pedig lefelé? Az idő mekkora hányadát tölti így hosszú távon a k állapotban?

Megoldás:

Legyen X_n a program állapotán lépés után.

$X_n \in \{0, 1, 2, 3, 4\}$ időben homogen Markov lánc, $X_0 = 0$.

S: a gráf-reprezentációján



a) A lánc láthatólag periodikus $d=2$ periódussal:
 0-ból indulva páros sor lépés után csak páros állapothoz
 ptl | lehet

$$\Rightarrow P(X_{365} = 0 | X_0 = 0) = 0.$$

b) A lánc irreducibilis és aperiodikus véges állapotterű, ezért

az ergodicitás szerint $f(X_n)$ időátlaga $\xrightarrow[\text{stabil}]{\text{idő} \rightarrow \infty}$ $\sum \pi_i f(i)$

ahol π az egyetlen stacionárius eloszlás. Ezt alkalmazva az $f(i) := \begin{cases} 1, & \text{ha } i \in \{0, 1\} \\ 0, & \text{ha nem} \end{cases}$ függvényre.

a $\{0, 1\}$ -ben töltött idő aránya hosszú távon $= \pi_0 + \pi_1$

A stac. eloszlás számolásához használjuk ki, hogy X_n

stabilitási-felbontási feltétel: $\frac{\pi_1}{\pi_0} = \frac{1}{1/4}$; $\frac{\pi_2}{\pi_1} = \frac{3/4}{2/4}$; $\frac{\pi_3}{\pi_2} = \frac{2/4}{3/4}$;

$\frac{\pi_4}{\pi_3} = \frac{1/4}{1}$. Ebből ~~π_0~~ $\pi_1 = 4\pi_0$; $\pi_2 = 6\pi_0$; $\pi_3 = 4\pi_0$; $\pi_4 = \pi_0$

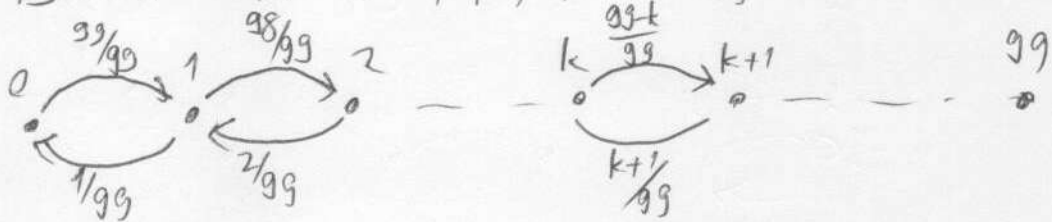
vagyis $\pi = \pi_0 (1, 4, 6, 4, 1)$. ~~A normálizálás~~

A normalizáshoz $\sum_{k=0}^4 \pi_k = 1$ kell, vagyis $\pi_0 = \frac{1}{16}$,

$$\pi = \left(\frac{1}{16}, \frac{4}{16}, \frac{6}{16}, \frac{4}{16}, \frac{1}{16} \right)$$

\Rightarrow A valószínűség $\pi_0 + \pi_1 = \frac{5}{16} = 0.3125 = \underline{\underline{31.25\%}}$

c.) Bónusz: Ha $S = \{0, 1, 2, \dots, 99\}$ és a gráf



akkor $\pi_{k+1} = \frac{99-k}{99} \pi_k = \frac{99-k}{k+1} \pi_k \quad k=0, 1, 2, \dots, 98,$

amiből $\pi_1 = \frac{99}{1} \pi_0$

$$\pi_2 = \frac{99 \cdot 98}{1 \cdot 2} \pi_0$$

$$\pi_3 = \frac{99 \cdot 98 \cdot 97}{1 \cdot 2 \cdot 3} \pi_0$$

$$\pi_k = \frac{99 \cdot 98 \cdot 97 \cdot \dots \cdot (99 - k + 1)}{1 \cdot 2 \cdot 3 \cdot \dots \cdot k} \pi_0$$

$$\pi_{99} = \frac{99 \cdot 98 \cdot 97 \cdot \dots \cdot 1}{1 \cdot 2 \cdot 3 \cdot \dots \cdot 99} \pi_0$$

$$\pi_k = \binom{99}{k} \pi_0$$

$$k=0, 1, \dots, 99$$

~~normalizálás~~

Ebből felismerhető, hogy π a binomiális elosztás

$n=99, p=\frac{1}{2}$ paraméterekkel: $\pi_0 = \frac{1}{2^{99}}$,

$$\pi_k = \binom{99}{k} \left(\frac{1}{2}\right)^k \left(\frac{1}{2}\right)^{99-k} = \binom{99}{k} \frac{1}{2^{99}} \quad k=0, 1, \dots, 99$$

Pontozás:

- a.) 4 pont. Azon belül is 0 pontot ér bármiféle számolás vagy érvelés a stacionárius eloszlásról.
- b.) 4 pont, ebből
- 1 a használt Markov lánc tisztázása, jelölések bevezetése
 - 2 pont a stacionárius eloszlás helyes kiszámolása
 - 1 pont a hivatkozás az ergodtételekre, feltételek ellenőrzése, helyes végeredmény.
- c.) Bónusz: 2 pont; ebből 1 a binomiális eloszlás felismerése, 1 a helyes indoklás.
3. Móricka minden nap pontosan 1 házi feladatot tud megcsinálni, szigorúan délután. Kétféle házi feladatot kap. Egyrészt Rém Fontos professzor minden délelőtt az előzményektől függetlenül $\frac{1}{4}$ valószínűséggel felad neki egy „rém sürgős” feladatot, amit még aznap meg kell csinálni. Másrészt Szintén Fontos docens úr minden délelőtt (az előzményektől és Rém Fontos professzortól függetlenül) $\frac{1}{4}$ valószínűséggel ad fel feladatot, ám ha már felad, akkor rögtön kettőt. Ezek „közepesen sürgős” feladatok: ezeket is minél előbb meg kell csinálni. Móricka csak akkor tud tanulni, ha nincs megoldandó házi feladata. (Tanulnivalója viszont bőven van, így sose unatkozik.)
- Móricka, legnagyobb bánatára, már az első tanítási nap délelőttjén kapott házi feladatot. Várhatóan hányadik napon fog tudni először tanulni?

Megoldás:

Értékelés: A tanulás szempontjából mindegy, hogy ki adja a HF-eket: mindet meg kell csinálni.

Legyen X_n a Mörickára váró HF-ek száma az n -edik napon délben. Ez a legutolsó HF

$$X_{n+1} = (X_n - V_{n+1})_+ + I_{n+1} \quad \text{sorkezes-erduciós}$$

egyenletnek, ahol $V_n \equiv 1$ a Möricka kapacitása

Y_n az n -edik napon érkező HF-ek száma (a két tanártól összesen).

A kérdés a foglaltsági periódus hosszának várható értéke

(Plusz 1, mert a ~~periódus~~ foglaltsági periódus utáni napon tud először tanulni.)

Előadással tudjuk:

$$E(\text{foglaltsági periódus hossza}) = \frac{E Y_n}{P(Y_n \geq 1)(E V_n - E Y_n)}$$

$$\text{Ehhez } P(Y_n = 0) = P(\text{egyik tanár se ad HF-et}) = \frac{3}{4} \cdot \frac{3}{4} = \frac{9}{16}$$

$$\Rightarrow P(Y_n \geq 1) = 1 - \frac{9}{16} = \frac{7}{16}$$

$$\begin{aligned} E Y_n &= P(\text{prof. felad 1-et}) \cdot 1 + P(\text{docens felad 2-t}) \cdot 2 = \\ &= \frac{1}{4} \cdot 1 + \frac{1}{4} \cdot 2 = \frac{3}{4} \end{aligned} \quad \text{Nem HIR: } E Y_n < E V_n,$$

$E V_n = 1$ a rendszer stabil

$$\Rightarrow E(\text{periódus hossza}) = \frac{\frac{3}{4}}{\frac{7}{16} (1 - \frac{3}{4})} = \frac{48}{7} \approx 6.86$$

Várható értékben a 4.86-osodik napon tanul először.

Pontozás:

- 2 pont a kérdés (foglaltsági periódus várható értéke) helyes felismerése
 - 1 pont annak felismerése, hogy a prioritásoknak nincs jelentősége
 - 2 pont a sorhossz-evolúciós modell felírása az összes jelölés helyes bevezetésével
 - 1 pont az 1 nap alatt érkező HF-ek számának eloszlásának helyes kiszámolása
 - 1 pont a stabilitás vizsgálata
 - 1 pont a megfelelő képlet alkalmazása, helyes végeredmény megadása
4. Egy radioaktív mintában másodpercenként átlagosan 3 kis energiájú és 1 nagy energiájú alfa-részecske keletkezik. A detektorunk a nagy energiájú részecskéket 90% valószínűséggel észleli, a kis energiájúakat viszont csak 20% valószínűséggel (a többi részecskétől függetlenül).
- a.) Mennyi a valószínűsége, hogy az első észlelésre 1 másodpercnél többet kell várni?
- b.) Mennyi a valószínűsége, hogy a harmadik észlelésre legalább 2 másodpercet kell várni?
- c.) Mennyi a valószínűsége, hogy az első 2 másodpercben legalább 3 részecskét észlelünk, de ebből egy sem nagy energiájú?

Megoldás:

A kis- és nagyenergiájú részecskék egy-egy független Poisson-folyamat szerint keletkeznek. Az éstelet kis- és nagyenergiájú részecskék folyamata ezek ritkítései, így ők is független Poisson-folyamatok $\lambda_{\text{kicsi}} = ~~1.5~~ 3 \cdot \frac{2}{10} = 0.6$,

illetve $\lambda_{\text{nagy}} = 1 \cdot \frac{9}{10} = 0.9$

intenzitással. [Az időegység másodperc.]

Mivel függetlenek az egyesítések vagyis az összes ésteletés folyamata is Poisson-folyamat,

$$\lambda_{\text{össz}} = \lambda_{\text{kicsi}} + \lambda_{\text{nagy}} = 1.5 \text{ intenzitással.}$$

9.) Legyen T az első esteletés ideje (másodpercben).

Így $T \sim \text{Exp}(\lambda_{\text{össz}}) = \text{Exp}(1.5)$

$$\Rightarrow \underline{\underline{P(T > 1) = 1 - (1 - e^{-\lambda_{\text{össz}} \cdot 1}) = e^{-1.5} \approx 0.2231}}$$

AVAGY:

Legyen X_1 az 1 másodperc alatt éstelet

részecskék száma, így $X_1 \sim \text{Poi}(\lambda_{\text{össz}} \cdot 1)$,

és $\underline{\underline{P(1 \text{ másodperc } ~~alatt~~ \text{ kevés) = } P(X_1 = 0) = e^{-\lambda_{\text{össz}} \cdot 1} = e^{-1.5} \approx 0.2231.}}$

b.) Legyen X_2 a 2 másodperc alatt éstelet részecs-
kék száma. [Mondjuk anem bekezdés a partosan

2 másodperc-kor ékeletet -de ez mindig]

Ekkor $X_2 \sim \text{Poi}(\lambda_{\text{össz}} \cdot 2) = \text{Poi}(3)$, és

$$\mathbb{P}(\text{a 3. éstelesoe} \geq 2 \text{ másodpercet kell várni}) = \mathbb{P}(X_2 \leq 2) = \sum_{k=0}^2 \mathbb{P}(X_2 = k)$$

$$= e^{-3} \left(1 + 3 + \frac{3^2}{2} \right) = \underline{\underline{8.5 \cdot e^{-3} \approx 0.423}}$$

c.) Legyen Y_2 a 2 másodperc alatt éstelet kis }
 Z_2 ——— // ——— éstelet nagy }

energijuk részecskéi száma.

Igy $Y_2 \sim \text{Poi}(\lambda_{\text{kis}} \cdot 2) = \text{Poi}(1.2)$ } és függetlenek
 $Z_2 \sim \text{Poi}(\lambda_{\text{nagy}} \cdot 2) = \text{Poi}(1.8)$ }

A kérdés:

$$\mathbb{P}(X_2 \geq 3 \text{ és } Z_2 = 0) \stackrel{X_2 = Y_2 + Z_2}{=} \mathbb{P}(Y_2 \geq 3 \text{ és } Z_2 = 0) =$$

$$\stackrel{\text{függetlenség}}{\rightarrow} \mathbb{P}(Z_2 = 0) \mathbb{P}(Y_2 \geq 3) = e^{-1.8} \left[1 - e^{-1.2} \left(1 + 1.2 + \frac{(1.2)^2}{2} \right) \right]$$

$$\approx 0.1653 \cdot 0.1205 \approx 0.0199 \approx \underline{\underline{2\%}}$$

[VIGYÁZAT!! Z_2 és Y_2 NEM független.]

Pontozás:

- a.) 2 pont. Azon belül is 1 pont a Poisson folyamatok ritkításának és egyesítésének helyes felismerése, ráták kiszámolása. feltételek (különösen a függetlenség) ellenőrzése
- b.) 2 pont. Ebből 1 a használt jelölések helyes bevezetése.
- c.) 4 pont. Ebből
- 1 a használt jelölések helyes bevezetése
 - 1 annak a valószínűsége, hogy nagy energiájú részecskéből egyet se figyelünk meg
 - 1 annak a valószínűsége, hogy kis energiájú részecskéből legalább hármat megfigyelünk
 - 1 a függetlenség felismerése és alkalmazása
 - Különösen nem ér pontot annak számolása, hogy mekkora valószínűséggel lesz összesen legalább 3 megfigyelés.
5. Egy telefonközpont által kezelt hívások Poisson folyamat szerint kezdődnek, óránként átlagosan 6. Minden hívás exponenciális eloszlású véletlen ideig tart, ami a többitől és az előzményektől is független, várható értéke 10 perc. A központ kapacitása nagy, így az egyszerre zajló hívások száma nincs korlátozva. Hosszú távon az idő hány százalékában lesz az éppen zajló hívások száma 3-nál kevesebb?

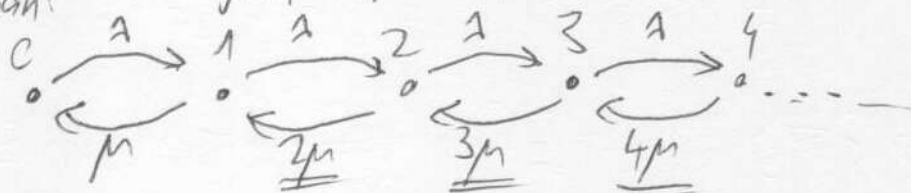
Megoldás:

Legyen $N(t)$ a -folyamatban lévő hívások száma t idő elteltével. (Az időt mérjük órában). Ez folytonos idejű Markov lánc, ráadásul születési-halálási folyamat, mert $P(2 \text{ hívás pont egyszerre kezdődik}) =$
 $= P(2 \text{ hívás pont egyszerre végződik}) = 0$.

Fontos: A hívásel nem várak egymásra: az éppen folyamatban lévőik közül bármelyik véget érhet, ezért

- az állapotok $S = \{0, 1, 2, 3, 4, \dots\}$
- a felfelé ugrás rátája minden állapotról $\lambda = 6$ ($\frac{\text{ugrás}}{\text{óra}}$)
- a lefelé ugrás rátája a $k=1$ állapotról $\mu = \frac{1}{10 \text{ perc}} = 6 \frac{1}{\text{óra}}$ hiszen az az egyetlen hívás $\sim \text{Exp}(6)$ idő után ér véget.
- A $k=2$ állapotról viszont mind 2μ rátával ~~meg~~ történik lefelé ugrás, mert ilyen rátával ér véget a 2 hívás közül valamelyik.

Hasonlóan: a gráf-reprezentáció



[Ez az $M/M/\infty$ modell.] Irreducibilis.

Ebből felírható a(z egyetlen) stationárius eloszlás:

$$\pi_1 = \frac{\lambda}{\mu} \pi_0$$

$$\pi_2 = \frac{\lambda}{2\mu} \pi_1 = \frac{\lambda^2}{2\mu^2} \pi_0$$

$$\pi_3 = \frac{\lambda}{3\mu} \pi_2 = \frac{\lambda^3}{3 \cdot 2 \cdot \mu^3} \pi_0$$

$$\vdots$$

$$\pi_k = \frac{\lambda}{k\mu} \pi_{k-1} = \frac{\lambda^k \pi_0}{k(k-1) \dots 3 \cdot 2 \cdot \mu^k} = \frac{\left(\frac{\lambda}{\mu}\right)^k}{k!} \pi_0$$

$\Rightarrow \pi$ a Poisson-eloszlás $\frac{\lambda}{\mu}$ paraméterrel:

esetünkben $\frac{\lambda}{\mu} = 1 \Rightarrow \pi = \text{Poi}(1)$

(és mellesleg $\pi_0 = e^{-1}$).

~~Mivel $N(t)$ irreducibilis:~~

Mivel találtunk stac. eloszlást, a M. l.anc stabil.
 Ezért, mivel $N(t)$ stabil születési-halálozási folyamat,
 az ergodicitás szerint az $\{0, 1, 2\}$ -ben eltöltött
 idő hányada hosszú távon 1 valószínűséggel

$$\underline{\underline{\pi_0 + \pi_1 + \pi_2 = e^{-1} \left(1 + 1 + \frac{1}{2}\right) = \frac{5}{2} e^{-1} \approx 0.92 = 92\%}}$$

Pontozás:

- 1 pont a Markov lánc helyes bevezetése, jelölés, a folytonos idejű születési-halálozási folyamat felismerése
- 1 pont az érkezési ráta megadása, az időegység rögzítésével
- 2 pont a kiszolgálási ráták megtalálása - különös tekintettel annak felismerésére, hogy a ráta függ az állapottól
- 1 pont ez alapján a stacionárius eloszlást megadó rekurzió helyes felírása
- 1 pont a rekurzió zárt alakra hozása
- 1 pont a helyes normálás (a Poisson eloszlás felismerésével, vagy esetleg a $\sum_{k=0}^{\infty} \frac{1}{k!} = e$ azonosság alkalmazásával)
- 1 pont az ergodtétel helyes alkalmazása, a helyes válasz megadása.