

Poisson folyamatok

Sztochasztika

Illés Horváth

2024/10/31

1. Bevezetés
2. Konstrukció
3. Tulajdonságok
4. Kitérő: hossztorzítás
5. Szimuláció
6. Mikor használható?
7. Inhomogén Poisson folyamat
8. 2-dimenziós Poisson folyamat
9. Feladatok

A Poisson eloszlást gyakran használjuk adott idő alatt bekövetkező véletlen események, balesetek számának modellezésére.

Példák:

- egy városban a tűzesetek száma egy év alatt;
- egy internetes oldalra beérkező lekérdezések száma adott időszak alatt;
- az utcán egy perc alatt elhaladó autók száma;
- egy boltba egy perc alatt betérő vásárlók száma;
- egy könyvben a hibák száma egy oldalon.

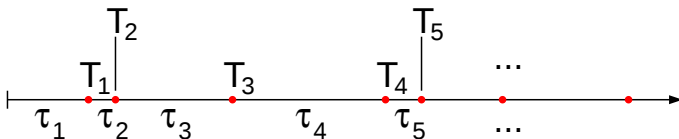
Most nemcsak a hibák számára, hanem a teljes folyamatra kíváncsiak vagyunk.

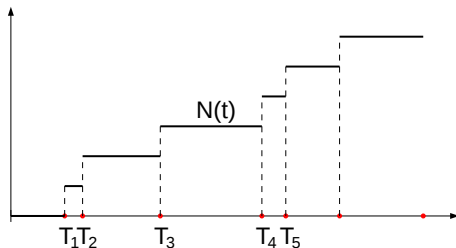


Pontfolyamatok általában

Egy *pontfolyamat* $\mathbb{R}$ (vagy csak $[0, \infty)$) egy részhalmaza. Általában feltesszük, hogy a pontok nem torlódnak. A pontokat gyakran *érkezéseknek* hívjuk. Egy pontfolyamat egy konkrét realizációja $[0, \infty)$ -en többféle ekvivalens módon megadható:

- az érkezési idők listájával: $T_1, T_2, \dots$, vagy
- az érkezési időközök listájával: $\tau_1, \tau_2, \dots$, vagy
- a számláló folyamattal: $N(t)$ az érkezések száma 0 és t között.





T_n , τ_n és $N(t)$ között a kapcsolat a következő:

$$\begin{aligned} T_n &= \tau_1 + \cdots + \tau_n, & \tau_n &= T_n - T_{n-1}, \\ N(t) &= \max\{n : T_n < t\}, & T_n &= \max\{t : N(t) \leq n-1\}. \end{aligned}$$

Egy véletlen pontfolyamatot szeretnénk definiálni az előzőek modellezésére.

Első kérdés: milyen az első eseményig eltelt idő, azaz $T_1 = \tau_1$ eloszlása?

Gondoljuk meg a következőt. Feltéve, hogy t idő már eltelt *esemény nélkül*, “közelebb” jutottunk-e az első eseményhez?

Tekintsük az autós példát. Ha elkezdjük számolni az utcán elhaladó autókat 9:00-kor (ami legyen most $t = 0$), és az első 1 percben nem halad el autó, akkor az első autóig még hátralévő idő eloszlása ugyanolyan, mint eredetileg, mert az autósokat nem érdekli, hogy mi 9:00-kor vagy 9:01-kor kezdtünk el számolni.

Ez formálisan úgy írható fel, hogy

$$\mathbb{P}(T_1 < t + s | T_1 > t) = \mathbb{P}(T_1 < s) \quad \forall s, t > 0,$$

vagy, ezzel ekvivalensen,

$$\mathbb{P}(T_1 > t + s | T_1 > t) = \mathbb{P}(T_1 > s) \quad \forall s, t > 0.$$

A fenti tulajdonság teljesülése esetén azt mondjuk, hogy T_1 *memóriamentes*.

Tétel

- (a) Az exponenciális eloszlás memóriamentes. Azaz ha $T \sim \text{EXP}(\lambda)$ valamely $\lambda > 0$ -ra, akkor

$$\mathbb{P}(T > t + s | T > t) = \mathbb{P}(T > s) \quad \forall s, t > 0.$$

- (b) Az exponenciális eloszlás az egyetlen memóriamentes folytonos eloszlás. Azaz ha

$$\mathbb{P}(T > t + s | T > t) = \mathbb{P}(T > s) \quad \forall s, t > 0$$

teljesül egy folytonos T valószínűségi változóra, akkor $T \sim \text{EXP}(\lambda)$ valamely $\lambda > 0$ -ra.

Biz.

(a) Legyen $T \sim \text{EXP}(\lambda)$ valamely $\lambda > 0$. Az eloszlásfüggvénye

$$F(x) = \mathbb{P}(T < x) = 1 - e^{-\lambda x},$$

és így

$$\mathbb{P}(T > t) = e^{-\lambda t},$$

továbbá

$$\begin{aligned}\mathbb{P}(T > t + s | T > t) &= \frac{\mathbb{P}(T > t + s)}{\mathbb{P}(T > t)} = \\ &= \frac{e^{-\lambda(t+s)}}{e^{-\lambda t}} = e^{-\lambda s} = \mathbb{P}(T > s).\end{aligned}$$

- (b) Biz. (vázlat) Ha T -re teljesül a memóriamentes tulajdonság, akkor

$$\frac{\mathbb{P}(T > t + s)}{\mathbb{P}(T > t)} = \mathbb{P}(T > s).$$

Legyen

$$g(t) = \log \mathbb{P}(T > t).$$

Ekkor $g(t)$ kielégíti a Cauchy függvényegyenletet:

$$g(t + s) = g(t) + g(s) \quad \forall t, s > 0$$

valamint folytonos, tehát a megoldása csak a lineáris függvény lehet:

$$g(t) = -\lambda t, \quad \text{és} \quad \mathbb{P}(T > t) = e^{-\lambda t}.$$

A Poisson pontfolyamat konstrukciója

Most már tudjuk, hogy $T_1 = \tau_1$ exponenciális eloszlású.

Az első és második érkezés között eltelt τ_2 szintén memóriamentes, tehát exponenciális eloszlású, továbbá független τ_1 -től, és így tovább.

Ez alapján a folyamatot a következőképpen konstruáljuk meg. A *Poisson pontfolyamat* (vagy röviden Poisson folyamat) egy olyan véletlen pontfolyamat $[0, \infty)$ -en, ahol a $\tau_1, \tau_2, \dots$ érkezési időközök független, azonos $\text{EXP}(\lambda)$ eloszlásúak valamely $\lambda > 0$ -ra.

λ a folyamat *ráta paramétere*. Az egész folyamatra használjuk a $\text{PPP}(\lambda)$ jelölést is.

Na de miért pont Poisson?

Tétel (Poisson pontfolyamat karakterizációja)

- (a) Egy $PPP(\lambda)$ -ra teljesülnek a következő tulajdonságok:
- Az $[a, b]$ intervallumba eső érkezések számának eloszlása $POI(\lambda(b - a))$, és
 - diszjunkt intervallumba eső érkezések száma független.
- (b) A fenti két tulajdonság együtt egyértelműen meghatározza $PPP(\lambda)$ -t. Azaz bármely olyan pontfolyamat, amely kielégíti a fenti két tulajdonságot, ugyanolyan eloszlású, mint $PPP(\lambda)$.

Nem biz. (Hosszú számolás.)

A karakterizációs tétel szerint ha X jelöli az $[a, b]$ intervallumbeli érkezések számát, amit úgy is fel lehet írni, hogy $X = N(b) - N(a)$, akkor $X \sim \text{POI}(\lambda(b - a))$.

Az X valószínűsége változó paramétere és egyúttal várható értéke $\lambda(b - a)$, ami arányos az intervallum hosszával és a ráta paraméterrel is.

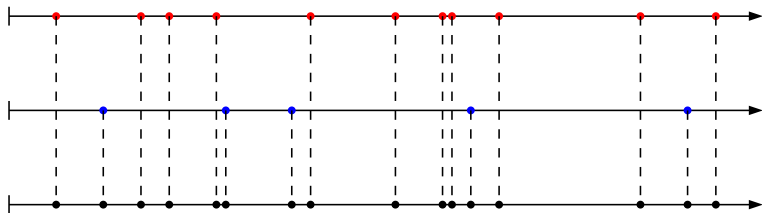
A λ ráta egy sűrűség jellegű paraméter: ha λ nagyobb, a folyamatnak sűrűbben vannak érkezései. Ez egyébként összhangban van azzal, hogy

$$\mathbb{E}(\text{egységnyi hosszú intervallumban az érkezések száma}) = \lambda,$$

$$\mathbb{E}(\text{érkezési időköz}) = \frac{1}{\lambda}.$$

Tétel (Unió)

Egy egymástól független $PPP(\lambda_1)$ és $PPP(\lambda_2)$ uniója $PPP(\lambda_1 + \lambda_2)$.



Biz. A karakterizációs tétel miatt elég a következő lemma.

Lemma

Legyen $X_1 \sim \text{POI}(\mu_1)$ és $X_2 \sim \text{POI}(\mu_2)$ függetlenek. Ekkor $X_1 + X_2 \sim \text{POI}(\mu_1 + \mu_2)$.

Biz. $\text{POI}(\mu)$ generátorfüggvénye

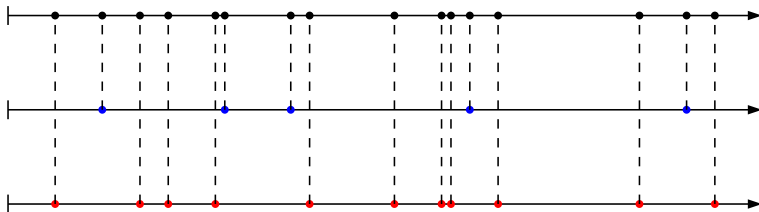
$$G(z) = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\mu^k}{k!} e^{-\mu} z^k = e^{-\mu} \sum_{k=0}^{\infty} \frac{(\mu z)^k}{k!} = e^{-\mu} e^{\mu z} = e^{\mu(z-1)},$$

és így $X_1 + X_2$ generátorfüggvénye

$$e^{\mu_1(z-1)} \cdot e^{\mu_2(z-1)} = e^{(\mu_1+\mu_2)(z-1)}.$$

Tétel (Ritkítás)

Egy $PPP(\lambda)$ -ban minden érkezést p valószínűséggel pirossal, $1 - p$ valószínűséggel kékkel jelölünk, függetlenül a többi érkezéstől. Ekkor a piros érkezések egy $PPP(p\lambda)$ -t alkotnak, a kék érkezések egy $PPP((1 - p)\lambda)$ -t, és a két folyamat független.



Biz. A karakterizációs tétel miatt elég a következő lemma.

Lemma

Legyen $X \sim POI(\mu)$. Az X érkezés mindegyikét pirossal jelöljük p valószínűséggel és kékkel jelöljük $1 - p$ valószínűséggel, a többi érkezéstől függetlenül. Ekkor a piros érkezések eloszlása $POI(p\mu)$, a kék érkezések eloszlása $POI((1 - p)\mu)$, és a piros és kék érkezések száma független.

Biz. A piros érkezések száma felírható úgy, mint X darab Bernoulli valószínűségi változó összege. A Bernoulli eloszlás generátorfüggvénye $(1 - p) + pz$, így a piros érkezések száma

$$e^{\mu((1-p)+pz-1)} = e^{p\mu(z-1)}.$$

A függetlenséget nem biz.

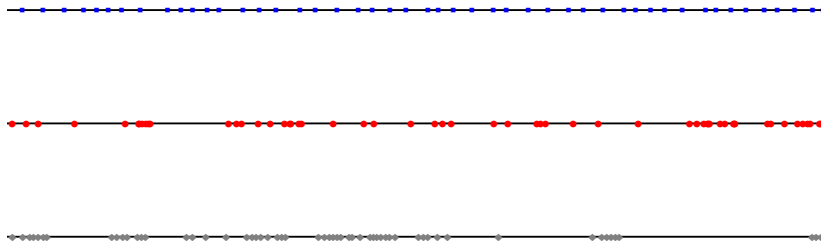
Példa. Egy úton csak autók és motorosok közlekednek. A következőket tudjuk róluk:

- Átlagosan percenként 4 jármű halad el. A járművek $3/4$ -e autó, $1/4$ -e motor.

Az unió és a ritkítás tétel szerint a fenti információ ekvivalens a következővel:

- Átlagosan percenként 3 autó és 1 motor halad el, és az autók és motorok függetlenek.

A következő 3 ábra közül csak az egyik Poisson pontfolyamat.
Vajon melyik?



A középső piros a Poisson folyamat. Az első, kék folyamatnál az érkezési időközök túl egyenletesek, míg az utolsó, szürke folyamatnál az érkeзések időnként túlságosan összesűrűsödnek, míg máskor nagy szünetek vannak (egyébként az érkezési időköz Pareto eloszlású).

Tudjuk, hogy tavaly csak egyetlen tűzeset történt egy városban, de nem tudjuk, mikor. Mi lehet a tűzeset idejének az eloszlása az éven belül?

A fenti információ ismeretében az éven belül bármikor lehet, így az éven belüli eloszlásra azt várnánk, hogy egyenletes. Így is van:

Lemma

Ha egy $PPP(\lambda)$ -nak csak egyetlen érkezése van egy $[a, b]$ intervallumon belül, akkor annak a helyzetének az eloszlása $U([a, b])$.

Biz. Legyen $c \in (a, b)$ és definiáljuk a következő eseményeket:

- A: pontosan egy érkezés történt $[a, c]$ -ben,
- B: pontosan egy érkezés történt $[a, b]$ -ben.

A cél azt belátni, hogy $\mathbb{P}(A|B) = \frac{c-a}{b-a}$. Tudjuk, hogy

$$\mathbb{P}(A|B) = \frac{\mathbb{P}(A \text{ és } B)}{\mathbb{P}(B)};$$

először a nevezőt számítjuk ki:

$$\mathbb{P}(B) = \mathbb{P}(1 \text{ érkezés } [a, b]\text{-ben}) = \frac{(\lambda(b-a))^1}{1!} e^{-\lambda(b-a)}$$

mivel az érkezések száma $[a, b]$ -ben $\text{POI}(\lambda(b-a))$ eloszlású.

Azután a számlálót:

$$\mathbb{P}(A \text{ és } B) = \mathbb{P}(1 \text{ érkezés } [a, c]\text{-ben és } 1 \text{ érkezés } [a, b]\text{-ben}).$$

Az $[a, c]$ -beli és $[a, b]$ -beli érkezések száma nem független, mert a két intervallum nem diszjunkt. Viszont ezt átfogalmazhatjuk $[a, c]$ és $[c, b]$ intervallumbeli érkezésekre, amik már függetlenek:

$$\begin{aligned}\mathbb{P}(A \text{ és } B) &= \mathbb{P}(1 \text{ érkezés } [a, c]\text{-ben és } 1 [a, b]\text{-ben}) = \\ &= \mathbb{P}(1 \text{ érkezés } [a, c]\text{-ben és } 0 \text{ érkezés } [c, b]\text{-ben}) = \\ &= \mathbb{P}(1 \text{ érkezés } [a, c]\text{-ben}) \cdot \mathbb{P}(0 \text{ érkezés } [c, b]\text{-ben}) = \\ &= \frac{(\lambda(c-a))^1}{1!} e^{-\lambda(c-a)} \cdot \frac{(\lambda(b-c))^0}{0!} e^{-\lambda(b-c)} = \lambda(c-a)e^{-\lambda(b-a)}.\end{aligned}$$

Tehát

$$\begin{aligned}\mathbb{P}(B) &= \lambda(b-a)e^{-\lambda(b-a)}, \\ \mathbb{P}(A \text{ és } B) &= \lambda(c-a)e^{-\lambda(b-a)},\end{aligned}$$

ahonnan

$$\mathbb{P}(A|B) = \frac{\mathbb{P}(A \text{ és } B)}{\mathbb{P}(B)} = \frac{\lambda(c-a)e^{-\lambda(b-a)}}{\lambda(b-a)e^{-\lambda(b-a)}} = \frac{c-a}{b-a},$$

ami pontosan annak a valószínűsége, hogy egy $U([a, b])$ valószínűségi változó értéke $[a, c]$ -be esik.

A következő általánosabb tétel is igaz.

Tétel

Feltéve, hogy egy $PPP(\lambda)$ -nak k érkezése van az $[a, b]$ intervallumban, azok együttes eloszlása megegyezik k darab független $U([a, b])$ valószínűségi változó együttes eloszlásával.

Nem biz. (Az előzőhöz hasonló számolás.)

A $\text{PPP}(\lambda)$ -ra a következők teljesülnek:

- az érkezési időközök $\text{EXP}(\lambda)$ eloszlásúak és függetlenek;
- az $[a, b]$ -ba eső érkezések száma $\text{POI}(\lambda(b - a))$ eloszlású;
- diszjunkt intervallumokban az érkezések száma független;
- független PPP-k uniója is PPP, a ráták összeadódnak;
- egy PPP szétszedhető két független PPP-re úgy, hogy minden érkezés a többtől függetlenül kerül egyik vagy másik PPP-be;
- feltéve, hogy egy intervallumba k pont esik, az együttes eloszlásuk az intervallumon belül független egyenletes.

Kiterjesztés a teljes számegyenesre

Legyen adott egy $PPP(\lambda)$ a $[0, \infty)$ -en; az érkezési időközök listája $\tau_1, \tau_2, \dots$.

Ez kiterjeszthető a teljes számegyenesre a következő módon.

Legyen $\tau_{-1}, \tau_{-2}, \dots$ fae $EXP(\lambda)$ változók, függetlenek egymástól és $\tau_1, \tau_2, \dots$ -től.

A $[-\infty, 0]$ -beli érkezések időpontjai legyenek

$$T_{-1} = -\tau_{-1},$$

$$T_{-2} = -(\tau_{-1} + \tau_{-2}),$$

$$T_{-3} = -(\tau_{-1} + \tau_{-2} + \tau_{-3}),$$

$$\vdots$$

Az érkezések felosztják a számegyeneset véletlen hosszúságú szakaszokra. Számítsuk ki a 0-t tartalmazó szakasz hosszának várható értékét.

A 0-t tartalmazó szakasz $[-\tau_{-1}, \tau_1]$, hossza $\tau_{-1} + \tau_1$, melynek várható értéke

$$\mathbb{E}(\tau_{-1} + \tau_1) = 2\mathbb{E}(\tau_1) = \frac{2}{\lambda}.$$

Másrészt minden más érkezési időköz várható értéke

$$\mathbb{E}(\tau_i) = \mathbb{E}(\tau_{-i}) = \frac{1}{\lambda}.$$

Tehát a 0-t tartalmazó szakasz átlagosan kétszer olyan hosszú lenne, mint a többi szakasz?

Bizony ám! Ennek oka az, hogy a 0 nagyobb eséllyel esik egy hosszabb szakaszba (egyszerűen azért, mert hosszabb). Másképp mondván “a 0-t tartalmazó szakasz hossza” és “egy érkezési időköz hossza” különböző eloszlásúak. (Ez egyébként a 0 helyett bármelyik másik pontra is igaz.)

Annak a valószínűsége, hogy egy pont egy adott hosszúságú intervallumba esik, arányos az intervallum hosszával is. Azaz ha az érkezési időköz sűrűségfüggvénye $f(x)$, akkor a 0-t tartalmazó szakasz hosszának sűrűségfüggvénye

$$\tilde{f}(x) = \frac{xf(x)}{\mathbb{E}(\tau_1)}.$$

(Az $\mathbb{E}(\tau_1)$ -gyel való osztás csak normalizálás miatt kell.)

Úgy mondjuk, hogy az $\tilde{f}(x)$ sűrűségfüggvény az $f(x)$ sűrűségfüggvény *hossztorzított változata*.

Konkrétan ha $\tau_1 \sim \text{EXP}(\lambda)$, akkor

$$f(x) = \lambda e^{-\lambda x}, \quad \tilde{f}(x) = \lambda^2 x e^{-\lambda x}.$$

A fenti $\tilde{f}(x)$ sűrűségfüggvény a $\text{Gamma}(2, \lambda)$, vagy más néven $\text{Erlang}(2, \lambda)$ eloszlás sűrűségfüggvénye. Azon túl, hogy ez az eloszlás az $\text{EXP}(\lambda)$ hossztorzított változata, egyúttal teljesül rá az is, hogy

$$\tau_1 + \tau_{-1} \sim \text{Erlang}(2, \lambda),$$

ha τ_1 és τ_{-1} független $\text{EXP}(\lambda)$ eloszlásúak.

Egyéb példák hossztorzításra.

Példa. Kíváncsiak vagyunk a gyerekek számának eloszlására családonként egy társadalomban. Tekintsük a következő helyzeteket:

- Kiválasztunk egy családot véletlenszerűen, és megkérdezzük, hány gyermekük van.
- Kiválasztunk egy gyereket véletlenszerűen, és megkérdezzük, hányan vannak testvérek összesen.

A második esetben a gyerek nagyobb eséllyel jön sokgyerekes családból. A második kérdésre a válasz pont az első kérdésre adott válasz hossztorzított változata.

Diszkrét valószínűségi változók esetén a hossztorzítás képlete:

$$\mathbb{P}(\tilde{X} = k) = \frac{k\mathbb{P}(X = k)}{\mathbb{E}(X)}.$$

A következő példa a várakozási idő paradoxon.

Egy megállóban átlagosan 10 percenként jön a busz. Várhatóan mennyit kell várnunk, ha egy véletlen időpontban odamegyünk a buszmegállóba?

A természetes válasz 5 perc lenne, de ez csak akkor igaz, ha a buszok pontosan 10 percenként követik egymást.

Ha azonban az érkezési időközök véletlenek, akkor vannak hosszabb és rövidebb időközök, és mi nagyobb eséllyel érkezünk egy hosszabb időközbe.

Ha konkrétan a buszok úgy járnak, hogy két egymást követő busz jön 1 percen belül, majd 19 perces szünet, és ez a minta ismétlődik:



Ekkor 95% eséllyel a hosszú időközbe érkezünk, ahol átlagosan 9:30 percet kell várunk. Mindenestül az átlagos várakozási idő

$$0.95 \times 9:30 + 0.05 \times 0:30 = 9:03$$

perc, ami jelentősen több, mint 5 perc.

Sorbanállási helyzetekben is előjön: boltban, bankban stb.

Gyakran tűnhet úgy, hogy az a sor, amiben állunk, lassabban halad, mint a többi.

És tényleg ez a helyzet: átlagosan több időt töltünk lassabb sorokban, pont azért, mert lassabbak.

Ezt a jelenséget úgy is lehet értelmezni, hogy a sorok sebessége *kívülről nézve* más eloszlást követ, mint egy adott sorból *belülről nézve*.

A Poisson-folyamat szimulálható a $[0, t]$ intervallumon úgy, hogy a $\tau_1, \tau_2, \dots$ érkezési időközöket generáljuk függetlenül, $\text{EXP}(\lambda)$ eloszlás szerint. Ekkor az érkezési idők

$$T_1 = \tau_1,$$

$$T_2 = \tau_1 + \tau_2,$$

$$\vdots$$

Elég annyi τ_n -et generálni, amíg $T_n \geq t$ -t el nem érjük.

Egy másik lehetőség, hogy egy adott intervallumon először a darabszámot generáljuk le, majd azok helyzetét az intervallumon belül.

Az $[a, b]$ intervallumba eső pontok száma $X \sim \text{POI}(\lambda(b - a))$.
Legeneráljuk először X értékét.

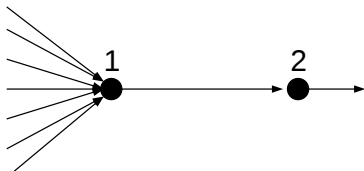
Ezután generálunk X darab független pontot $U([a, b])$ eloszlás szerint.

Mikor jogos a PPP használata?

Általában a Poisson pontfolyamat használata jogos, ha a következő két feltétel teljesül:

- az érkezések sok független forrásból érkeznek, és
- mindegyik forrás kontribúciója az egészhez képest kicsi.

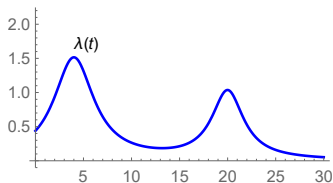
Példa. Az alábbi hálózatban az 1-es szerver esetén a PPP használata jogos, de a 2-es szervernél nem.



Inhomogén Poisson pontfolyamat

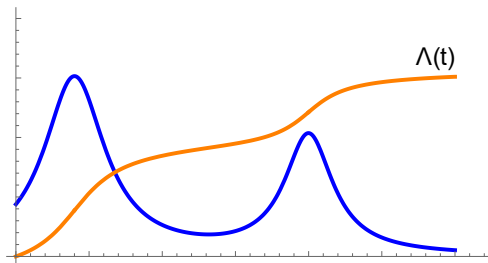
Vannak esetek, amikor az érkezési ráta nem állandó, hanem időben változik. Ilyen helyzetre példa a közlekedés: csúcsidőben az érkezési ráta magasabb, azon kívül viszont alacsonyabb.

Szeretnénk definiálni olyan Poisson folyamatot, melyre az érkeзések egy időben változó $\lambda(t) \geq 0$ rátafüggvény szerint történnek.

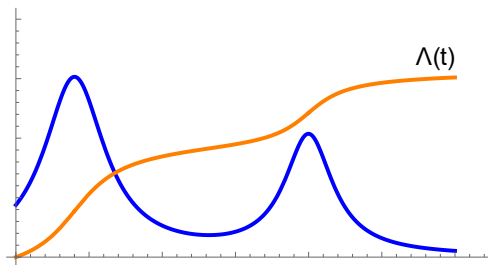


Ezt a következő módon csináljuk. Legyen

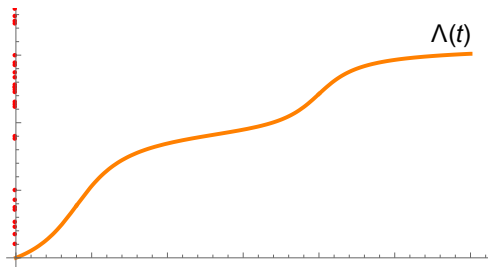
$$\Lambda(t) = \int_0^t \lambda(s) ds.$$



$\Lambda(t)$ növekvő függvény és a 0-ból indul; amikor $\lambda(t)$ nagyobb, $\Lambda(t)$ gyorsabban nő, amikor $\lambda(t)$ kisebb, $\Lambda(t)$ lassabban nő.

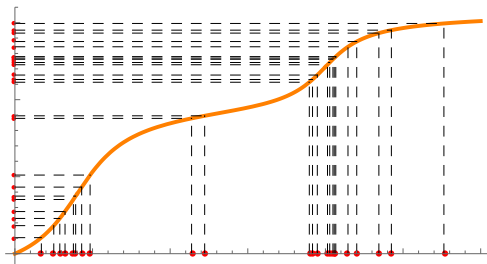


Legyenek $Y_1, Y_2, \dots$ egy $\text{PPP}(1)$ érkezései $[0, \infty)$ -en. (A grafikonon az y tengely mentén ábrázoltuk őket.)

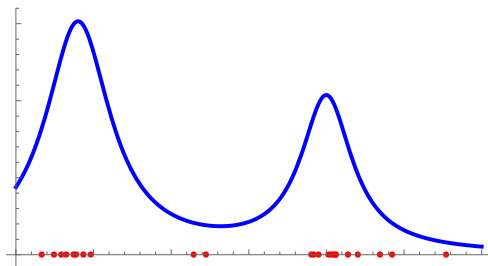


Inhomogén Poisson pontfolyamat

Ekkor a $\Lambda^{-1}(Y_1), \Lambda^{-1}(Y_2), \dots$ pontok egy $\lambda(t)$ rátafüggvénynek megfelelő inhomogén Poisson folyamatot alkotnak. (Az ábrán le vannak vetítve az x tengelyre a $\Lambda(t)$ függvény grafikonján keresztül.)



A kapott folyamatnak tipikusan több érkezése van ott, ahol $\lambda(t)$ nagyobb, és kevesebb ott, ahol $\lambda(t)$ kisebb.



Az inhomogén Poisson folyamat tulajdonságai:

- ✓ az érkezések száma $[a, b]$ -ben $\text{POI}\left(\int_a^b \lambda(t) dt\right)$ eloszlású;
- ✓ az érkezések száma diszjunkt intervallumokban független;
- ✗ az érkezési időközök nem exponenciális eloszlásúak;
- ✗ az érkezési időközök nem függetlenek.

A Poisson folyamat általánosítható magasabb dimenziókra is.

Példa. A 2-dimenziós Poisson folyamattal lehet modellezni fák elhelyezkedését egy erdőben.

Egy 2-dimenziós Poisson folyamatban az érkezések (pontok) $\mathbb{R}^2$ -ben vannak. A λ ráta a pontok sűrűségét adja meg (azaz a pontok átlagos számát egységnyi területen). Az érkezési időköznek nincs megfelelője, de a Poisson eloszlással való szimuláció működik:

- egy A területű tartományban a pontok számának eloszlása $\text{POI}(\lambda A)$;
- feltéve, hogy k pont esik a tartományba, az együttes eloszlásuk független egyenletes a tartományon belül;
- egyenletes eloszlást könnyű generálni pl. téglalapokon.

1. feladat

Egy telefonközpontba 5 perc alatt átlagosan 8 helyi hívás és 2 távolsági hívás érkezik.

- (a) Mekkora a valószínűsége annak, hogy 2 perc alatt pontosan 1 távolsági hívás érkezik?
- (b) Mekkora a valószínűsége annak, hogy 2 perc alatt legfeljebb 3 hívás érkezik összesen?
- (c) Mekkora a feltételes valószínűsége annak, hogy egy 2 perces időszak alatt pontosan 1 távolsági hívás érkezik, feltéve, hogy ugyanezen idő alatt legfeljebb 3 hívás érkezik összesen?
- (d) Mi az eloszlása és várható értéke az aznapi első helyi hívásig eltelt időnek?
- (e) Mi az eloszlása és várható értéke az aznapi első hívásig eltelt időnek?
- (f) Mekkora az esélye, hogy az első hívás helyi?

1. feladat

Megoldás.

- (a) A távolsági hívások PPP $2/5 = 0.4$ rátával (hívás per perc), így ha X a hívások száma egy 2 perces időszak alatt, akkor

$$X \sim \text{POI}(0.4 \times 2) = \text{POI}(0.8),$$

és

$$\mathbb{P}(X = 1) = \frac{0.8^1}{1!} e^{-0.8} \approx 0.359.$$

1. feladat

- (b) Az unió tétel alapján az összes hívás Poisson folyamat $10/5 = 2$ rátával, így ha Y a hívások száma 2 perc alatt, akkor

$$Y \sim \text{POI}(2 \times 2) = \text{POI}(4),$$

és

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(Y \leq 3) &= \mathbb{P}(Y = 0) + \mathbb{P}(Y = 1) + \mathbb{P}(Y = 2) + \mathbb{P}(Y = 3) = \\ &= \frac{4^0}{0!} e^{-4} + \frac{4^1}{1!} e^{-4} + \frac{4^2}{2!} e^{-4} + \frac{4^3}{3!} e^{-4} \approx 0.433. \end{aligned}$$

(c) Ugyanazzal a jelöléssel a kérdés

$$\mathbb{P}(X = 1 | Y \leq 3) = \frac{\mathbb{P}(X = 1, Y \leq 3)}{\mathbb{P}(Y \leq 3)}.$$

$\mathbb{P}(Y \leq 3)$ értékét már kiszámítottuk a (b) kérdésnél.

$\mathbb{P}(X = 1, Y \leq 3)$ kiszámításánál arra figyeljünk, hogy X és Y nem függetlenek, mivel Y tartalmazza az X darab távolsági hívást is. Legyen

$$Y = X + Z,$$

ahol Z a helyi hívások száma ugyanazon 2 perces intervallum alatt. $Z \sim \text{POI}(8/5 \times 2 = 3.2)$, és független X -től.

(c) Ekkor

$$\mathbb{P}(X = 1, Y \leq 3) = \mathbb{P}(X = 1, Z \leq 2) = \mathbb{P}(X = 1)\mathbb{P}(Z \leq 2) =$$

$$\frac{0.8^1}{1!} e^{-0.8} \cdot \left(\frac{3.2^0}{0!} e^{-3.2} + \frac{3.2^1}{1!} e^{-3.2} + \frac{3.2^2}{2!} e^{-3.2} \right) \approx 0.137,$$

és

$$\mathbb{P}(X = 1 | Y \leq 3) = \frac{\mathbb{P}(X = 1, Y \leq 3)}{\mathbb{P}(Y \leq 3)} =$$

$$\frac{\frac{0.8^1}{1!} e^{-0.8} \cdot \left(\frac{3.2^0}{0!} e^{-3.2} + \frac{3.2^1}{1!} e^{-3.2} + \frac{3.2^2}{2!} e^{-3.2} \right)}{\frac{4^0}{0!} e^{-4} + \frac{4^1}{1!} e^{-4} + \frac{4^2}{2!} e^{-4} + \frac{4^3}{3!} e^{-4}} \approx 0.315.$$

1. feladat

- (d) A helyi hívások $PPP(8/5)$ -öt alkotnak, tehát az érkezési időközök $EXP(8/5)$ eloszlásúak, ennek a várható értéke $5/8$. Ennyit kell átlagosan várni az első helyi hívásra.
- (e) Az összes hívások folyamata $PPP(10/5)$, tehát az érkezési időközök $EXP(10/5)$ eloszlásúak, ennek a várható értéke $5/10$. Ennyit kell átlagosan várni az első bármilyen hívásra.
- (f) A ritkítás tétel szerint minden egyes hívás helyi $8/10$ valószínűséggel, a többi hívástól függetlenül.

4. feladat

Egy szerverhez A és B típusú csomagok érkeznek, másodpercenként átlagosan 1 A típusú és 1.5 B típusú.

- (a) Mekkora a valószínűsége, hogy az első érkező csomag A típusú?
- (b) Jelölje X az első A típusú csomag előtt érkező B típusú csomagok számát. Milyen eloszlású X ?
- (c) Legyen T mindentől független $\text{EXP}(0.5)$ eloszlású, és legyen Y a T idő alatt érkező A típusú csomagok száma. Számítsuk ki Y várható értékét. Adjuk meg a teljes eloszlását is.

4. feladat

Megoldás.

- (a) Minden csomag a többtől függetlenül $\frac{1}{1+1.5} = 0.4$ valószínűséggel A típusú, így 0.4 a valószínűsége annak is, hogy az első érkező csomag A típusú.
- (b) Sorban jönnek a csomagok, tekintsünk mindegyikre úgy, mint egy próbálkozás, hogy B típusú csomag jöjjön. Ekkor a „sikertelen próbálkozások” pont az A típusú csomagok; a számuk eloszlása az első sikeres (B típusú csomag) előtt PGEO(0.6) eloszlású.
- (c) Toronyszabály alapján:

$$\mathbb{E}(Y) = \mathbb{E}(\mathbb{E}(Y|T)) = \mathbb{E}(T) = 1/0.5 = 2.$$

Vezessünk be „fantom” érkezéseket 0.5 rátával, függetlenül az eredeti folyamattól. Ekkor a T hosszú intervallum felfogható úgy is, mint az első fantom érkezés ideje. Az A típusú csomagok száma az első fantom érkezés előtt $\text{PGEO}(0.5/(1 + 0.5) = 1/3)$ eloszlású.

Ottó autójának két fényszórója van (bal és jobb). A bal fényszóró átlagosan kétévente egyszer romlik el, a jobb fényszóró viszont egy gyártási hiba miatt átlagosan 8 havonta romlik el.

- (a) Átlagosan milyen gyakran romlik el valamelyik fényszóró?
- (b) Mekkora az esélye, hogy a fényszórók végig hibátlanul üzemelnek a tél folyamán? (A tél 3 hónap.)
- (c) Mekkora az esélye, hogy a következő két fényszóró meghibásodás mindkettő a bal oldali fényszórón történik?

6. feladat

Megoldás.

- (a) A baloldali fényszóró elromlási rátája $1/2$ (alkalom/év), a jobboldali fényszóróé $3/2$ alkaom/év. Így annak a rátája, hogy valamelyik fényszóró elromlik, $2/\text{év}$, azaz átlagosan félévente romlik el valamelyik fényszóró.
- (b) Legyen X az elromlások száma a tél alatt.
 $X \sim \text{POI}(1/4 \cdot 2 = 1/2)$, így

$$\mathbb{P}(X = 0) = \frac{(1/2)^0}{0!} e^{-1/2} \approx 0.607.$$

Másik megoldás. Legyen T az első elromlás ideje a tél kezdetétől. Ekkor $T \sim \text{EXP}(2)$, és

$$\mathbb{P}(T > 1/4) = 1 - F(1/4) = 1 - (1 - e^{-2 \cdot 1/4}) = e^{-1/2} \approx 0.607.$$

Megoldás.

(c) A meghibásodások rátáinak aránya: bal:jobb = $(1/2) : (3/2)$,
azaz minden meghibásodás a többitől függetlenül $\frac{1/2}{1/2+3/2} = \frac{1}{4}$
eséllyel következik be a baloldali fényszórón.

Annak a valószínűsége, hogy a következő 2 meghibásodás
mindkettő a bal oldalon következik be,

$$\left(\frac{1}{4}\right)^2 = \frac{1}{16}.$$

Egy 200 oldalas kéziratban átlagosan 3 helyesírási hiba van oldalanként. A korrektor minden egyes hibát 90% eséllyel vesz észre; a megtalált hibákat megjelöli.

- (a) Várhatóan hány hiba marad a kéziratban, miután kijavítják a korrektor által megtalált hibákat?
- (b) Mekkora az esélye, hogy a korrektor egy oldalon az összes hibát megtalálja?
- (c) Feltéve, hogy egy oldalon 3 hiba van, mekkora az esélye, hogy mindhárom az oldal alsó felén van?

8. feladat

Megoldás.

- (a) Az összes hibák folyamata PPP 3 hiba per oldal rátával, és a ritkítás miatt a megmaradó hibák egy PPP $3 \times 0.1 = 0.3$ rátával.

Az összes megmaradó hibák száma 200 oldalon $\text{POI}(200 \times 0.3 = 60)$ eloszlású, melynek várható értéke 60.

- (b) Az, hogy a korrektor az összes hibát megtalálja egy oldalon, ekvivalens azzal, hogy 0 hiba maradt. A megmaradó hibák száma egy oldalon $X \sim \text{POI}(0.3)$ eloszlású, és

$$\mathbb{P}(X = 0) = \frac{0.3^0}{0!} e^{-0.3} \approx 0.741.$$

- (c) Feltéve, hogy 3 hiba van, azok helyzete az oldalon belül független egyenletes, így annak az esélye, hogy mindhárom az oldal alsó felén van, $\left(\frac{1}{2}\right)^3$.

Egy erdőben átlagosan 100 négyzetméterenként 10 fa nő. A fák törzsét a talajszinthez képest 2 méteres magasságig tekintsük 20 cm átmérőjű hengereknek.

- (a) Mekkora az esélye, hogy egy 10 négyzetméteres területen egyetlen fa sem nő?
- (b) Mekkora az esélye, hogy egy véletlen irányba kilőtt puskagolyó legalább 50 métert repül anélkül, hogy fának ütközne?

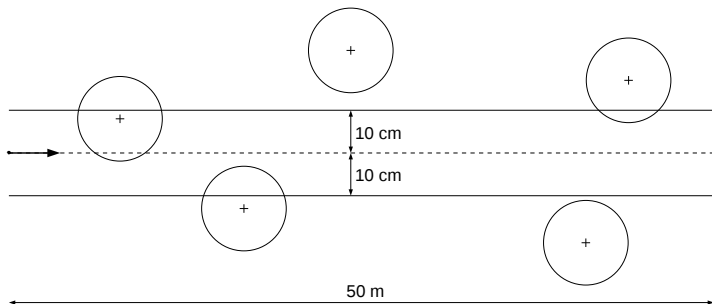
Megoldás.

- (a) A fák középpontjai 2-dimenziós Poisson folyamat $10/100 = 0.1$ fa per m^2 rátával, így a fák száma egy 10m^2 -es területen $X \sim \text{POI}(10\text{m}^2 \times 0.1 \frac{1}{\text{m}^2} = 1)$, és

$$\mathbb{P}(X = 0) = \frac{1^0}{0!} e^{-1} \approx 0.368.$$

9. feladat

- (b) A puskagolyó akkor talál el egy fát, ha a fa középpontja 10 cm-nél közelebb van a golyó pályájához, mivel a fák sugara 10 cm.



- (b) Ez egy $50\text{m} \times 20\text{cm}$ -es sávot jelent a golyó pályája mentén; a golyó pontosan akkor fog legalább 50 métert repülni, ha ez a sáv nem tartalmaz egy fa középpontot sem.

A sáv területe $50\text{m} \times 20\text{cm} = 10\text{m}^2$, így a beleeső fa középpontok száma $X \sim \text{POI}(10\text{m}^2 \times 0.1 \frac{1}{\text{m}^2} = 1)$, és

$$\mathbb{P}(X = 0) = \frac{1^0}{0!} e^{-1} \approx 0.368$$

(ahogy az (a) részben kiszámoltuk).

Egy úton az elhaladó kamionokat számoljuk. A kamionforgalom sűrűsége napközben nem állandó, az óránként elhaladó kamionok számának rátafüggvénye a következő:

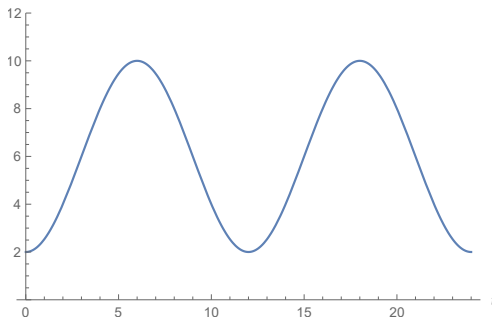
$$r(x) = 6 - 4 \cos\left(\frac{\pi}{6}x\right) \quad x \in [0, 24]$$

- (a) Ábrázoljuk a rátafüggvényt. Hol van maximuma?
- (b) Mekkora az egy nap alatt elhaladó kamionok számának várható értéke?
- (c) Mekkora annak a valószínűsége, hogy 12 és 13 óra között pontosan 3 kamion halad el?

10. feladat

Megoldás.

- (a) Ez egy inhomogén Poisson folyamat. A ráta függvény 2 és 10 között változik, maximuma $t = 6$ -nál és $t = 18$ -nál van.



(b) Az egy nap alatt elhaladó összes kamionok száma

$$X \sim \text{POI} \left(\int_0^{24} \lambda(t) dt = 144 \right),$$

aminek a várható értéke 144.

(b) A 12:00 és 13:00 között elhaladó kamionok száma

$$Y \sim \text{POI} \left(\int_{12}^{13} \lambda(t) dt = 4 - \frac{3}{\pi} \approx 3.045 \right),$$

és

$$\mathbb{P}(Y = 3) = \frac{\left(4 - \frac{3}{\pi}\right)^3}{3!} e^{4 - \frac{3}{\pi}} \approx 0.224.$$