

A március 19-i előadáshoz kapcsolódó gyakorlat feladatai

Nem kötelező házi feladat.

Legyen

$$\begin{array}{c} \xi_{1,1} \cdots, \xi_{1,n_1} \\ \vdots \\ \xi_{k,1} \cdots, \xi_{k,n_k} \\ \vdots \end{array}$$

szériasorozat, azaz tegyük fel, hogy az egy sorban álló valószínűségi változók függetlenek. Tegyük fel továbbá, hogy e valószínűségi változók teljesítik a következő feltételeket:

- 1.) A $\xi_{k,j}$ valószínűségi változók nem negatív egész értékeket vesznek fel.
- 2.) $P(\xi_{k,j} = 1) = \lambda_{k,j}$, $\lim_{k \rightarrow \infty} \sum_{j=1}^{n_k} \lambda_{k,j} = \lambda > 0$.
- 3.) $\sup_{1 \leq j \leq n_k} \lambda_{k,j} \rightarrow 0$, ha $k \rightarrow \infty$, és $\sum_{j=1}^{n_k} P(\xi_{k,j} \geq 2) \rightarrow 0$, ha $k \rightarrow \infty$.

Ekkor az $S_k = \sum_{j=1}^{n_k} \xi_{k,j}$ valószínűségi változók eloszlásban konvergálnak a λ para-

méterű Poisson eloszláshoz, ha $k \rightarrow \infty$, azaz $\lim_{k \rightarrow \infty} P(S_k = l) = \frac{\lambda^l}{l!} e^{-\lambda}$ minden $l = 0, 1, 2, \dots$ számra.

Segítség: Az eredmény egyszerűbb, az órán tárgyalt változatának a bizonyítása megfelelő változtatással alkalmazható. Adjunk jó aszimptotikus becslést a $\xi_{k,j}$ valószínűségi változók $g_{k,j}(x) = \sum_{l=0}^{\infty} P(\xi_{k,j} = l)x^l$ generátorfüggvényére, $|x| < 1$.

1. Egy tóban 3000 hal van. Véletlenül kihalásznak belőle 1000 darabot, és ezekre piros pöttyöt festenek és visszaengedik őket. Ezután ismét kifognak véletlenül 1000 halat. Mi annak a valószínűsége, hogy a kifogott halak között 100 megfestett van?

Megoldás: $\frac{\binom{1000}{100} \binom{2000}{900}}{\binom{3000}{1000}}$, mert a keresett eloszlás hipergeometrikus. Azt kell

kiszámítani, hogy ha 3000 objektumból (halból) két típus van, az egyikből (a megjelölt halból) 1000, a másikkból 2000, és kiválasztunk (visszatevés nélkül) 1000 objektumot, akkor mi a valószínűsége annak, hogy 100-at választunk az első és 900-at a második objektumból.

Megjegyzés: A gyakorlatban előforduló kérdés ennek fordítottja. Elvégezzük a fenti kísérletet, összeszámláljuk a megfestett halakat, és ebből próbálunk következtetni a tóban levő halak számára. Hogyan érdemes ezt csinálni?

Ezt a problémát érdemes részletesebben megtárgyalni. Valójában, nem tudjuk, hogy hány hal van a tóban. De ennek megbecslése érdekében a következő eljárást alkalmazhatjuk:

Végezzünk két fogást, az első fogásban kifogott halakat jelöljük meg. Ezután meg akarjuk állapítani mennyi hal lehet összesen a tóban. Ezt természetesen csak bizonyos (véletlentől függő) pontossággal tudjuk meghatározni. Az ilyen típusú feladatok tipikusak a matematikai statisztikában, az ilyen problémák vizsgálatát nevezik becsléleleméletnek. Világos, hogy az, hogy 1000-nél alig több hal van, nem túl valószínű, mert akkor sokkal több megjelölt hal lenne a második fogásban. Az hogy rengeteg, mondjuk 1 000 000 hal lenne a tóban szintén nem túl valószínű, mert akkor sokkal kevesebb megjelölt hal lenne a második fogásban. A matematikai statisztikában kidolgoztak egy általános elvet a maximum likelihood módszernek nevezett eljárást, mely nagyon általános feltételek mellett nagyon jó módszert ad, és mely jelen esetben is alkalmazható. Tárgyaljuk meg ezt a módszert a jelen esetben. Tekintsünk kissé általánosabb esetet. Vezessük be a következő jelöléseket:

x a tóban lévő halak (ismeretlen) száma,

n az első fogásban kifogott (és megjelölt) halak száma,

r a második fogásban kifogott halak száma,

k a második fogásban kifogott előzőleg megjelölt halak száma. Annak valószínűsége, hogy adott (ismeretlen) x és n, r számok esetén pontosan k megjelölt halat fogunk ki

$$q_k(x, n, r) = \frac{\binom{n}{k} \binom{x-n}{r-k}}{\binom{x}{r}}.$$

Tekintsük az ismeretlen x szám (maximum likelihood) becslésének azt az x számot, melyre a $q_k(x, n, r)$ mennyiség (rögzített n, k és r számok mellett) maximális.

2. Határozzuk meg a fenti feladatban a maximum likelihood becslést.

Megoldás: Némi számolás mutatja, hogy

$$\frac{q_k(x, n, r)}{q_k(x-1, n, r)} = \frac{x-n}{x-n-r+k} \cdot \frac{x-r}{x} = \frac{x^2 - rx - nx + rn}{x^2 - rx - nx + kx}.$$

Ez a tört kisebb mint egy, ha $rn < kx$, nagyobb mint egy, ha $rn > kx$. Ezért a becslés $rn = kx$, azaz $x = \frac{rn}{k}$, pontosabban az e számot közrefogó egész számok valamelyike. Valóban $x < \frac{rn}{k}$ esetében a $q_k(x, n, r)$ függvény (mint az x változó függvénye rögzített k, n és r paraméterekkel) monoton nő, $x > \frac{rn}{k}$ esetében pedig a $q_k(x, n, r)$ függvény monoton csökken.

3. Feldobunk egy pénzdarabot, mely p valószínűséggel esik a fej, $1-p$ valószínűséggel az írás oldalra kétszer egymástól függetlenül. Jelölje ξ azt a valószínűségi változót, mely a fejdobások számát adja meg. Adjuk meg a ξ valószínűségi változó $F(x)$ eloszlásfüggvényét.

Megoldás: A vizsgált $\xi(\omega)$ valószínűségi változó olyan, hogy $P(\xi = 0) = (1 - p)^2$, $P(\xi = 1) = 2p(1 - p)$, $P(\xi = 2) = p^2$. Innen $F(x) = 0$, ha $x \leq 0$, $F(x) = (1 - p)^2$, ha $0 < x \leq 1$, $F(x) = (1 - p)^2 + 2p(1 - p) = 1 - p^2$, ha $1 < x \leq 2$, és $F(x) = 1$, ha $2 < x < \infty$.

4. Legyen adva egy $\xi(\omega)$ valószínűségi változó $F(x)$ eloszlásfüggvénye. Határozzuk meg ennek segítségével az $\{\omega: a < \xi(\omega) < b\}$ alakú események, $-\infty < a < b < \infty$, valószínűségét, valamint annak valószínűségét, hogy $\xi(\omega)$ valamilyen páros egész értéket vesz fel.

Megoldás:

$$\begin{aligned} P(\{\omega: a < \xi(\omega) < b\}) &= \lim_{n \rightarrow \infty} P\left(\left\{\omega: a + \frac{1}{n} \geq \xi(\omega) < b\right\}\right) \\ &= \lim_{n \rightarrow \infty} \left[F(b) - F\left(a + \frac{1}{n}\right)\right]. \end{aligned}$$

Egy tetszőleges u pontra $P(\xi = u) = \lim_{n \rightarrow \infty} \left[F\left(u + \frac{1}{n}\right) - F(u)\right]$. Ezért annak valószínűsége, hogy a ξ valószínűségi változó valamely páros egész értéket vesz fel $\sum_{k=-\infty}^{\infty} \lim_{n \rightarrow \infty} \left[F\left(2k + \frac{1}{n}\right) - F(2k)\right]$.

5. Lássuk be, hogy létezik olyan diszkrét eloszlású ξ valószínűségi változó, melynek $F(x) = P(\xi < x)$ eloszlásfüggvényére igaz, hogy minden $-\infty < a < b < \infty$ számpárra $F(a) < F(b)$ szigorú egyenlőtlenséggel.

Megoldás: Egy lehetséges konstrukció a következő. Legyen r_1, r_2, \dots , a racionális számok sorozata valamilyen sorrendben felsorolva. Definiáljunk olyan ξ valószínűségi változót, melyre $P(\xi = r_j) = 2^{-j}$, $j = 1, 2, \dots$. Ekkor ξ diszkrét eloszlású valószínűségi változó, és ennek $F(x)$ eloszlására $F(b) - F(a) = P(a < \xi < b) > 0$, mert $P(a < \xi < b) > P(\xi = r_j) > 0$, ahol r_j egy az $[a, b]$ intervallum belsejében lévő racionális szám.

6. Ha ξ és η két független Poisson eloszlású valószínűségi változó $\lambda > 0$ és $\mu > 0$ paraméterekkel, azaz $P(\xi = k) = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}$, $P(\eta = k) = \frac{\mu^k}{k!} e^{-\mu}$, $k = 0, 1, 2, \dots$, akkor $\xi + \eta$ Poisson eloszlású valószínűségi változó $\lambda + \mu$ paraméterrel.

Megoldás:

$$\begin{aligned} P(\xi + \eta = k) &= \sum_{j=0}^k P(\xi = j, \eta = k - j) = \sum_{j=0}^k P(\xi = j)P(\eta = k - j) \\ &= \sum_{j=0}^k \frac{\lambda^j}{j!} e^{-\lambda} \frac{\mu^{k-j}}{(k-j)!} e^{-\mu} = \frac{e^{-(\lambda+\mu)}}{k!} \sum_{j=0}^k \frac{k!}{j!(k-j)!} \lambda^j \mu^{k-j} \\ &= \frac{e^{-(\lambda+\mu)}}{k!} (\lambda + \mu)^k. \end{aligned}$$

7. Legyen adva k darab urna, és ezekbe dobjunk be véletlen ξ számú golyót, ahol ξ Poisson eloszlású valószínűségi változó $\lambda > 0$ paraméterrel. Legyenek az egyes

dobások eredményei egymástól és a ξ valószínűségi változótól függetlenek. Tegyük fel továbbá, hogy minden egyes dobásnál a golyó az j -ik urnába $p_j \geq 0$ valószínűséggel esik, $j = 1, \dots, k$, $\sum_{j=1}^k p_j = 1$. Jelölje η_j a j -ik urnába eső golyók számát.

Ekkor az η_j , $j = 1, \dots, k$ valószínűségi változók függetlenek, és η_j Poisson eloszlású λp_j paraméterrel, $j = 1, \dots, k$.

Megoldás:

$$\begin{aligned} P(\eta_1 = l_1, \dots, \eta_k = l_k) &= P(\xi = l_1 + \dots + l_k) \frac{(l_1 + \dots + l_k)!}{l_1! \dots l_k!} p_1^{l_1} \dots p_k^{l_k} \\ &= \frac{\lambda^{(l_1 + \dots + l_k)}}{l_1! \dots l_k!} p_1^{l_1} \dots p_k^{l_k} e^{-\lambda} \\ &= \frac{\lambda^{l_1} \dots \lambda^{l_k}}{l_1! \dots l_k!} p_1^{l_1} \dots p_k^{l_k} e^{-\lambda(p_1 + \dots + p_k)} = \prod_{j=1}^k \frac{(\lambda p_j)^{l_j}}{l_j!} e^{-\lambda p_j} \end{aligned}$$

tetszőleges $l_1 \geq 0, \dots, l_k \geq 0$ egész számokra. Innen adódik az állítás.

8. Egy pontot ledobunk az egységintervallumba úgy, hogy annak valószínűsége, hogy ez a pont valamely $[a, b] \subset [-1, 1]$ intervallumba esik $\frac{b-a}{2}$. Legyen ξ az a valószínűségi változó, amelyik megadja, hogy hova esett ez a pont. Adjuk meg a ξ^2 valószínűségi változó eloszlás és sűrűségfüggvényét.

Megoldás: $P(\xi^2 < x) = 0$, ha $x \leq 0$, $P(\xi^2 < x) = P(-\sqrt{x} < \xi < \sqrt{x})$, ha $0 < x < 1$, ahonnan $P(\xi^2 < x) = \frac{\sqrt{x} - (-\sqrt{x})}{2} = \sqrt{x}$, ha $0 < x < 1$, $P(\xi^2 < x) = 1$, ha $x \geq 1$. Innen ξ^2 eloszlásfüggvénye $F(x) = 0$, ha $x \leq 0$, $F(x) = \sqrt{x}$, ha $0 < x < 1$, $F(x) = 1$, ha $x \geq 1$. A ξ^2 valószínűségi változó sűrűségfüggvénye pedig $f(x) = \frac{dF(x)}{dx}$, $f(x) = 0$, ha $x \leq 0$ vagy $x \geq 1$, $f(x) = \frac{1}{2}x^{-1/2}$, ha $0 < x < 1$.