

Bevezetés

Ez a jegyzet erősen kézirat, ennek ellenére remélem fog segíteni a felkészülésben. A rövid elméleti összefoglalók egyáltalán nem rövidek, ezek csak arra valók, hogy utána tudjanak nézni valaminek, ha valamit nem értenek, vagy nem tudnak. A feladatok mellett vannak jelek:

- (bumszli) Ezeket a feladatokat feltétlenül nézzék át.
- (üres bumszli) Ezek a gyakorlati köntösbe bújtatott elméleti ismereteket feldolgozó feladatok. Ilyenek még nincsenek, ne is keressék őket, de majd lesznek.
- * (halálfej, de halálfejet nem találtam a Latexben) A halálfejes feladatok a nehéz feladatok.
- S** (**S**=szimuláció) a szimulációval megoldható feladatokat jelöli. Remek szakdolgozat téma.

A jegyzetet folyamatosan fejlesztem, az új változattal felülírom a régit, így érdemes időről-időre újra letölteni. Eredményes felkészülést kívánok

Glavosits Tamás

1. Gyakorlat

Kombinatorika, Kolmogorov-féle valószínűségi mező

Rövid elméleti összefoglaló

1. Kombinatorika

Matematikai eszközök:

1. Faktoriális függvény:

$$n! \doteq \begin{cases} 1, & \text{ha } n = 0; \\ 1 \cdot 2 \cdots n, & \text{ha } n \in \mathbb{Z}_+. \end{cases}$$

2. Binomiális együttható:

$$\binom{n}{k} \doteq \frac{n!}{(n-k)!k!} = \frac{n(n-1)\cdots(n-k+1)}{1 \cdot 2 \cdots k} = \frac{(n)_k}{k!} \quad (0 \leq k \leq n).$$

3. Polinomiális együttható:

$$\binom{n}{k_1 k_2 \dots k_r} \doteq \frac{n!}{k_1! k_2! \cdots k_r!},$$

ahol $n \in \mathbb{Z}_+$; $k_1, k_2, \dots, k_r \in \mathbb{Z}_+$ úgy, hogy $k_1 + k_2 + \cdots + k_r = n$.

Az elemi kombinatorika alapfeladatainak két csoportja van, a sorbarendezés és a kiválasztás.

I. Sorbarendezés, más szóval permutáció: Adott n elem, ezeknek keressük az összes lehetséges sorrendjét. Permutáció esetén az elemekből alkotott sorozatokat lapunk. A gyakorlati alkalmazások szempontjából általában nincs szükségünk az összes lehetséges sorrend előállítására illetve felsorolására, elegendő meghatározni a számukat. A permutációnak két fajtája van: az ismétlés nélküli és az ismétléses.

1. **Ismétlés nélküli permutáció:** Az n darab elem páronként különböző. Az n elem ismétlés nélküli permutációinak számát P_n módon jelöljük.

$$P_n = n! \quad (n \in \mathbb{Z}_+).$$

2. **Ismétlése permutáció:** Az n darab elem között k_1, k_2, \dots, k_r azonos tulajdonságú elem szerepel. Az azonos tulajdonságú elemek egymás közötti sorrendjét nem vesszük figyelembe. A lehetséges sorrendek számát ebben az esetben $P_n^{k_1, \dots, k_r(i)}$ módon jelöljük.

$$P_n^{k_1, k_2, \dots, k_r(i)} = \binom{n}{k_1 k_2 \dots k_r} = \frac{n!}{k_1! k_2! \dots k_r!},$$

ahol $n \in \mathbb{Z}_+$; $k_1, k_2, \dots, k_r \in \mathbb{Z}_+$ úgy, hogy $k_1 + k_2 + \dots + k_r = n$.

- II. Kiválasztás:** Adott n elem, melyek közül kiválasztunk k darabot. Ismét nem szükséges a kiválasztásokat ténylegesen elvégezni, illetve felsorolni, csak a számukat keressük.

A kiválasztásos feladatokat két szempont szerint 2-2 csoportba osztjuk, így négyféle alapeladatot kapunk.

Az első szempont az, hogy a kiválasztott elemeknek számít-e a sorrendje, vagy nem. Ha számít a sorrend, akkor **variáció**ról, ha nem számít, akkor **kombináció**ról beszélünk. Variáció esetén az elemekből álló sorozatokat kapunk.

Akár variációról, akár kombinációról beszélünk, a kiválasztási feladatokat csoportosíthatjuk aszerint is, hogy egy elem legfeljebb egyszer, vagy többször is választható. Az előbbi esetben **ismétlés nélküli**, az utóbbiban **ismétlése**s kiválasztásról beszélünk. Ismétlés nélküli kombináció k elemű részhalmazokat, míg az ismétlése kombináció k elemű multihalmazokat eredményez. A multihalmaz abban különbözik a halmaztól, hogy a multihalmazban ugyanaz az elem többször is előfordulhat. Például az $\{1, 2, 1\}$ egy három elemű multihalmaz, amely azonos az $\{1, 1, 2\}$ multihalmazzal. Ennek megfelelően az alábbi 4 alapesetet kapjuk:

1. Az n elem k tagú **ismétlés nélküli variáció**inak a számát V_n^k módon jelöljük.

$$V_n^k = \frac{n!}{(n-k)!} = n(n-1) \cdots (n-k+1) = (n)_k.$$

2. Az n elem k tagú **ismétlése variáció**inak a számát $V_n^{k(i)}$ módon jelöljük.

$$V_n^{k(i)} = n^k.$$

3. Az n elem k tagú **ismétlés nélküli kombináció**inak a számát C_n^k módon jelöljük.

$$C_n^k = \binom{n}{k} = \frac{n(n-1) \cdots (n-k+1)}{1 \cdot 2 \cdots k} = \frac{(n)_k}{k!}.$$

4. Az n elem k tagú ismétléses kombinációinak a számát $C_n^{k(i)}$ módon jelöljük.

$$C_n^{k(i)} = \binom{n+k-1}{k} = \frac{(n+k-1)_k}{k!}.$$

A kiválasztásos feladatok típusait az alábbi táblázatban foglaljuk össze:

	Variáció	Kombináció
Ism. nélküli	$V_n^k = (n)_k$	$C_n^k = \binom{n}{k}$
Ismétléses	$V_n^{k(i)} = n^k$	$C_n^{k(i)} = \binom{n+k-1}{k}$

A binomiális együtthatók tulajdonságai:

- I. $\binom{n}{0} = \binom{n}{n} = 1;$
- II. $\binom{n}{k} = \binom{n}{n-k};$
- III. $\binom{n}{k} + \binom{n}{k+1} = \binom{n+1}{k+1}.$

Ha a binomiális állandókat \triangle alakban rendezzük, akkor megkapjuk a **Pascal** \triangle -et. A binomiális állandók tulajdonságai a Pascal \triangle alábbi tulajdonságait eredményezik:

- I. Minden sor 1-gyel kezdődik és 1-re végződik;
- II. A Pascal \triangle tengelyesen szimmetrikus;
- III. A Pascal \triangle -ben minden szám, amely nem a sor elején, vagy a sor végén van, megkapható a fölötte álló két szám összegeként.

A következő ábrán a Pascal \triangle látható.

$$\begin{array}{cccccc}
 & & 1 & & & \\
 & 1 & & 1 & & \\
 & 1 & 2 & 1 & & \\
 & 1 & 3 & 3 & 1 & \\
 & 1 & 4 & 6 & 4 & 1 \\
 1 & 5 & 10 & 10 & 5 & 1
 \end{array}
 \qquad
 \begin{array}{cccccc}
 & & \binom{0}{0} & & & \\
 & \binom{1}{0} & \binom{1}{1} & & & \\
 & \binom{2}{0} & \binom{2}{1} & \binom{2}{2} & & \\
 & \binom{3}{0} & \binom{3}{1} & \binom{3}{2} & \binom{3}{3} & \\
 & \binom{4}{0} & \binom{4}{1} & \binom{4}{2} & \binom{4}{3} & \binom{4}{4} \\
 \binom{5}{0} & \binom{5}{1} & \binom{5}{2} & \binom{5}{3} & \binom{5}{4} & \binom{5}{5}
 \end{array}$$

A szumma jel használata: Az $a_1 + a_2 + \dots + a_n$ véges összeget $\sum_{i=1}^n a_i$ módon jelöljük.

A véges szumma tulajdonságai:

1. *Skalárszorító kiemelhető, azaz*

$$\sum_{i=1}^n \lambda a_i = \lambda \sum_{i=1}^n a_i$$

minden $\lambda \in \mathbb{R}$, $a_1, a_2, \dots, a_n \in \mathbb{R}$ esetén.

2. *Összeg tagonként szummázható, azaz*

$$\sum_{i=1}^n (a_i + b_i) = \sum_{i=1}^n a_i + \sum_{i=1}^n b_i$$

minden $a_1, a_2, \dots, a_n \in \mathbb{R}$; $b_1, b_2, \dots, b_n \in \mathbb{R}$ esetén.

A binomiális tétel:

$$(a + b)^n = \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} a^{n-k} b^k$$

minden $n \in \mathbb{Z}_+ \cup \{0\}$; $a, b \in \mathbb{R}$ esetén.

A polinomiális tétel:

$$(a_1 + a_2 + \dots + a_r)^n = \sum_{i_1 + i_2 + \dots + i_r = n} \binom{n}{i_1 i_2 \dots i_r} a_1^{i_1} a_2^{i_2} \dots a_r^{i_r}$$

minden $n \in \mathbb{Z}_+ \cup \{0\}$; $a_1, \dots, a_r \in \mathbb{R}$ esetén. A szummázás minden olyan nemnegatív egész komponensekből álló (i_1, i_2, \dots, i_r) szám r -esre kiterjed, amelyek összege n .

2. Kolmogorov-féle valószínűségi mező

Matematikai eszközök:

Hatványhalmaz: $\mathcal{P}(X)$ jelöli egy X halmaz összes részhalmazainak a halmazát. A $\mathcal{P}(X)$ halmazt az X halmaz **hatványhalmazának** nevezzük.

Példa.

$$\mathcal{P}(\emptyset) = \{\emptyset\},$$

$$\mathcal{P}(\{1\}) = \{\emptyset, \{1\}\},$$

$$\mathcal{P}(\{1, 2\}) = \{\emptyset, \{1\}, \{2\}, \{1, 2\}\},$$

$$\mathcal{P}(\{1, 2, 3\}) = \{\emptyset, \{1\}, \{2\}, \{3\}, \{1, 2\}, \{1, 3\}, \{2, 3\}, \{1, 2, 3\}\}.$$

A megszámlálhatóan végtelen unió: Legyenek az A_i ($i \in \mathbb{Z}_+$) halmazok egy X (univerzális halmaz) részhalmazai. Ekkor

$$\bigcup_{i=1}^{\infty} A_i \doteq \{x \in X \mid \exists i \in \mathbb{Z}_+ : x \in A_i\},$$

azaz az $\bigcup_{i=1}^{\infty} A_i$ az összes olyan $x \in X$ elemek halmaza, amelyek az $A_1, A_2 \dots$ halmazok valamelyikében benne vannak.

Végtelen numerikus sor: Ha (a_n) egy sorozat, akkor $\sum_{n=1}^{\infty} a_n$ jelenti az n -edik részletösszegek sorozatának a határértékét, amennyiben az konvergens. Azt mondjuk, hogy az $\sum_{n=1}^{\infty} a_n$ **végtelen numerikus sor abszolút konvergens**, ha a tagok abszolútértékeiből alkotott sor konvergens. Ha egy végtelen numerikus sor abszolút konvergens, akkor konvergens is. A megfordítás általában nem igaz, azaz, van olyan konvergens numerikus sor, amely nem abszolút konvergens.

A σ -algebra: Legyen X egy tetszőleges halmaz. Azt mondjuk, hogy egy $\mathcal{A} \subseteq \mathcal{P}(X)$ halmazcsalád egy σ -algebra X -en, ha

1. $\emptyset \in \mathcal{A}$;
2. Ha $A \in \mathcal{A}$, akkor $\overline{A} \doteq X \setminus A \in \mathcal{A}$;
3. Ha (A_n) halmazoknak egy olyan sorozata, hogy $A_n \in \mathcal{A}$ minden $n \in \mathbb{Z}_+$; esetén, akkor $\bigcup_{n=1}^{\infty} A_n \in \mathcal{A}$.

Tehát \mathcal{A} az X bizonyos részhalmazaiából álló halmazcsalád, amelyre teljesül, hogy tartalmazza az üreshalmazt, minden elemével együtt annak komplementerét, továbbá zárt a megszámlálhatóan végtelen unióra nézve.

Példa. Triviális példák σ -algebrákra, hogy ha X egy halmaz, akkor $\{\emptyset, X\}$ és $\mathcal{P}(X)$ egyaránt σ -algebrák X -en.

A σ -algebra tulajdonságai: Ha \mathcal{A} egy σ -algebra az X halmazon, akkor az \mathcal{A} halmazcsalád zárt a véges halmazműveletekre nézve, azaz valahányszor $A, B \in \mathcal{A}$, mindannyiszor $A \cup B$, $A \cap B$, $A \setminus B \in \mathcal{A}$.

Példa. Legyen $X \doteq \{1, 2, 3, 4\}$ és $\mathcal{B} \doteq \{\{1\}, \{2\}\}$. Jelölje \mathcal{A} a \mathcal{B} -t tartalmazó legszűkebb σ -algebrát X -en. Ekkor

$$\mathcal{A} = \{\emptyset, \{1\}, \{2\}, \{2, 3, 4\}, \{1, 3, 4\}, \{1, 2\}, \{3, 4\}, \{1, 2, 3, 4\}\}.$$

Ebből a példából az is látszik, hogy az X halmaz egyelemű részhalmazai nem feltétlenül elemei az X egy σ -algebrájának.

Kolmogorov-féle valószínűségi mező Az $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ hármast **Kolmogorov-féle valószínűségi mezőnek** nevezzük, ha

1. Ω egy nemüres halmaz. Az Ω -t **eseménytérnek** nevezzük. Az Ω elemei az **elemi események**. Az elemi események nem események. Az Ω egyelemű részhalmazai sem feltétlenül események.
2. \mathcal{F} egy σ -algebra Ω -n. Az \mathcal{F} elemeit **eseményeknek** nevezzük.
3. $\mathbb{P} : \mathcal{F} \rightarrow \mathbb{R}$ egy függvény úgy, hogy

I. Nemnegatív, azaz $\mathbb{P}(A) \geq 0$ minden $A \in \mathcal{F}$ esetén;

II. 1-re normált, azaz $\mathbb{P}(\Omega) = 1$;

III. σ -additív, azaz

$$\mathbb{P}\left(\bigcup_{n=1}^{\infty} A_n\right) = \sum_{n=1}^{\infty} \mathbb{P}(A_n)$$

valahányszor $A_i \in \mathcal{F}$ minden $i \in \mathbb{Z}_+$ úgy, hogy $A_j \cap A_k = \emptyset$, ha $j \neq k$, azaz (A_n) események páronként diszjunkt tagokból álló sorozata.

A $\mathbb{P}(A)$ számot az A esemény valószínűségének nevezzük tetszőleges $A \in \mathcal{F}$ esetén.

Az **I.**, **II.**, **III.** axiómákat **Kolmogorov-féle axiómáknak** nevezzük.

A valószínűség tulajdonságai: Legyen $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ egy Kolmogorov-féle valószínűségi mező. Ekkor teljesülnek a következő állítások:

1. $\mathbb{P}(\emptyset) = 0$.

2. \mathbb{P} végesen additív, azaz

$$\mathbb{P}(A \cup B) = \mathbb{P}(A) + \mathbb{P}(B)$$

minden $A, B \in \mathcal{F}$, $A \cap B = \emptyset$ esetén.

3. Komplementer esemény valószínűsége:

$$\mathbb{P}(\bar{A}) = 1 - \mathbb{P}(A), \quad \mathbb{P}(A) = 1 - \mathbb{P}(\bar{A}) \quad (A \in \mathcal{F}).$$

4. A valószínűség monotonitása: Ha $A, B \in \mathcal{F}$ úgy, hogy $A \subseteq B$, akkor

$$\mathbb{P}(A) \leq \mathbb{P}(B).$$

5. $0 \leq \mathbb{P}(A) \leq 1$ minden $A \in \mathcal{F}$ esetén, azaz egy esemény valószínűsége mindig egy $[0, 1]$ intervallumba eső valós szám.

6. Ha $A, B \in \mathcal{F}$ úgy, hogy $A \subseteq B$, akkor

$$\mathbb{P}(A \setminus B) = \mathbb{P}(A) - \mathbb{P}(B).$$

7. Szita formula 2 eseményre: Ha A és B tetszőleges események, akkor

$$\mathbb{P}(A \cup B) = \mathbb{P}(A) + \mathbb{P}(B) - \mathbb{P}(A \cap B).$$

8. Szita formula 3 eseményre: Ha A, B és C tetszőleges események, akkor

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(A \cup B \cup C) &= \\ &= \mathbb{P}(A) + \mathbb{P}(B) + \mathbb{P}(C) - (\mathbb{P}(A \cap B) + \mathbb{P}(A \cap C) + \mathbb{P}(B \cap C)) + \mathbb{P}(A \cap B \cap C). \end{aligned}$$

9. Szita formula n eseményre (Poincare formula): Ha A_1, A_2, \dots, A_n tetszőleges események, akkor

$$\mathbb{P}(A_1 \cup A_2 \cup \dots \cup A_n) = \sum_{k=1}^n (-1)^{k+1} \sum_{1 \leq i_1 < i_2 < \dots < i_k \leq n} \mathbb{P}(A_{i_1} \cap (A_{i_2} \cap \dots \cap A_{i_k})).$$

Példa. Legyen $\Omega \doteq \{1, 2, 3, 4\}$,

$$\mathcal{F} = \{\emptyset, \{1\}, \{2\}, \{2, 3, 4\}, \{1, 3, 4\}, \{1, 2\}, \{3, 4\}, \{1, 2, 3, 4\}\},$$

továbbá $\mathbb{P}(\{1\}) = 0.1$, $\mathbb{P}(\{2\}) = 0.2$. *Határozzuk meg a többi esemény valószínűségét!*
 MO.:

$$\mathbb{P}(\{2, 3, 4\}) = 1 - \mathbb{P}(\{1\}) = 1 - 0.1 = 0.9,$$

$$\mathbb{P}(\{1, 3, 4\}) = 1 - \mathbb{P}(\{2\}) = 1 - 0.2 = 0.8,$$

$$\mathbb{P}(\{1, 2\}) = \mathbb{P}(\{1\}) + \mathbb{P}(\{2\}) = 0.1 + 0.2 = 0.3,$$

$$\mathbb{P}(\{3, 4\}) = 1 - \mathbb{P}(\{1, 2\}) = 1 - 0.3 = 0.7,$$

$$\mathbb{P}(\{1, 2, 3, 4\}) = \mathbb{P}(\Omega) = 1.$$

Feladatok

1. Kombinatorika

- 1.● Feladat.** *Hány 10-jegyű szám készíthető 3 darab kettes, 5 darab hatos számjegyekből és 2 darab hetes ?*
- 2.● Feladat.** *Hány 8-jegyű szám készíthető 1 darab nulla, 3 darab kettes és 4 darab hármas számjegyekből?*
- 3.● Feladat.** *Hány 9-jegyű szám készíthető 2 darab nulla, 3 darab kettes és 4 darab hármas számjegyekből?*
- 4.● Feladat.** *Hány 7-jegyű páros szám készíthető 3 darab nulla, 2 darab egyes, és 2 darab kettes számjegyekből?*
- 5.● Feladat.** *Egy dobozban 10 golyó van, közülük 3 fehér, 5 piros, és 2 kék színű. A 10 golyót egymás után kihúzzuk a dobozból. Hány különböző sorrendben húzhatjuk a golyókat, ha az egyszínűeket nem különböztetjük meg?*
- 6.● Feladat.** *Hányféleképpen osztható szét 5 ezer forint jutalom 4 dolgozó között, ha mindegyik dolgozó ezerrel osztható összegű jutalmat kaphat, de a 0 Ft jutalom is megengedett.*
- 7.● Feladat.** *Hányféleképpen rakhatunk be 3 levelet 9 rekeszbe, ha a levelek között nem teszünk különbséget és egy rekeszbe maximum egy levelet tehetünk?*
- 8.● Feladat.** *Hányféleképpen rakhatunk be 3 levelet 9 rekeszbe, ha a levelek között nem teszünk különbséget és egy rekeszbe több levelet is tehetünk?*

2. További gyakorló feladatok

- 9. Feladat.** *Hányféle sorrendje van az*
 - a. *A, B, C betűknek?*
 - b. *A, A, B, B, B betűknek?*
 - c. *A, A, B, B, B, C, C betűknek?*
 - d. *Hány 3 hosszúságú kód készíthető a 0, 1 karakterekből?*
 - e. *Hány 10 hosszúságú kód készíthető az A, B, C karakterekből?*

- 10. Feladat.** *Hányféleképpen lehet 7 vendéget 3 vendégházba elszállásolni, ha a vendégházak rendre 2, 3, illetve 2 személyesek?*
- 11. Feladat.** *14 versenyző indul egy futóversenyen. Hányféleképpen alakulhatnak a dobogós helyezések (arany, ezüst, bronz), ha nincs holtverseny?*
- 12. Feladat.** *Hányféleképpen lehet kitölteni egy TOTÓ-szelvényt?
(13+1 mező van, minden egyes mezőbe a 0, 1, X jelek valamelyikét kell beírni.)*
- 13. Feladat.** *Hányféleképpen lehet kitölteni egy LOTTÓ-szelvényt?
(90 szám közül 5-t kell megjelölni.)*
- 14. Feladat.** *Egy cukorkacsomagoló üzemben egy gép 10-féle cukorkát tölt zsákocskába. Minden zsákba 4 db cukorkát rak véletlenszerűen. Tartalmuk szerint hányféle zsák keletkezhet a töltés során?*
- 15. Feladat.** *Van 10 doboz (beszámozva, rögzített sorrendben) és 4 db egyforma golyó. Hányféleképpen lehet a 4 golyót a 10 dobozba elhelyezni?*

Megoldások

1. Kombinatorika

- 1.● Megoldás.** A 2, 2, 2, 6, 6, 6, 6, 6, 7, 7 számjegyekből kell 10 jegyű számot alkotni.
Az elkészíthető számok száma:

$$P_{10}^{3,2,5(i)} = \frac{10!}{3! \cdot 2! \cdot 5!} = 2520.$$

- 2.● Megoldás.** A 0, 2, 2, 2, 3, 3, 3, 3 számjegyekből kell 8 jegyű számot alkotni.
A létrehozható összes számsorozat száma:

$$P_8^{1,3,4(i)} = \frac{8!}{1! \cdot 3! \cdot 4!} = 280.$$

Ezek közül a 0-val kezdődőek száma:

$$P_7^{3,4(i)} = C_7^3 = \binom{7}{3} = \frac{7 \cdot 6 \cdot 5}{1 \cdot 2 \cdot 3} = 35.$$

Így a létrehozható 8 jegyű számok száma: $280 - 35 = 245$.

- 3.● Megoldás.** A 0, 0, 2, 2, 2, 3, 3, 3, 3 számjegyekből kell 9 jegyű számot alkotni. Az előző feladattal analóg módon kapjuk, hogy a létrehozható 9 jegyű számok száma:

$$P_9^{2,3,4(i)} - P_7^{3,4(i)} = \frac{9!}{2! \cdot 3! \cdot 4!} - \frac{7!}{3! \cdot 4!} = 1260 - 35 = 1225.$$

- 4.● Megoldás.** A 0, 0, 0, 1, 1, 2, 2 számjegyekből kell 7 jegyű páros számot alkotni.

A szám első és az utolsó jegyét is kell figyelni. Csak azok a számok jók, amelyek egyvel vagy kettővel kezdődnek, és nullára vagy kettőre végződnek. Ezek a feltételek egymást páronként kizárják, így $2 \cdot 2 = 4$ diszjunkt esetet kapunk. Ezeket az eseteket egy olyan 2×2 táblázatban foglaljuk, amelyben a sorok az első jegyet, az oszlopok az utolsó jegyet jelentik.

	0	2
1	$P_5^{2,1,2(i)} = 30$	$P_5^{3,1,1(i)} = 20$
2	$P_5^{2,2,1(i)} = 30$	$P_5^{3,2(i)} = 10$

Így a létrehozható 7 jegyű páros számok száma: $30 + 20 + 30 + 10 = 90$.

- 5.● Megoldás.** A 3 fehér 5 piros és két kék golyó összes sorrendjének a száma:

$$P_{10}^{3,5,2(i)} = \frac{10!}{3! \cdot 5! \cdot 2!} = 2520.$$

6.● Megoldás. Az 5 ezer forint a 4 dolgozó között

$$C_4^{5(i)} = \binom{4+5-1}{4} = \binom{8}{4} = \frac{8 \cdot 7 \cdot 6 \cdot 5}{1 \cdot 2 \cdot 3 \cdot 4} = 70$$

féleképpen osztható szét.

7.● Megoldás. A 3 levelet a 9 rekeszbe

$$C_9^3 = \binom{9}{3} = \frac{9 \cdot 8 \cdot 7}{1 \cdot 2 \cdot 3} = 84.$$

féleképpen lehet elhelyezni, ha egy rekeszbe maximum egy levelet tehetünk.

8.● Megoldás. A 3 levelet a 9 rekeszbe

$$C_9^{3(i)} = \binom{9+3-1}{3} = \binom{11}{3} = \frac{11 \cdot 10 \cdot 9}{1 \cdot 2 \cdot 3} = 165.$$

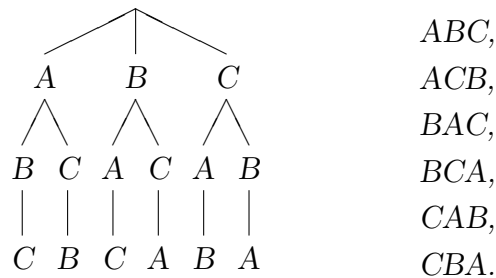
féleképpen lehet elhelyezni, ha egy rekeszbe több levelet is tehetünk.

2. További gyakorló feladatok

9. Megoldás.

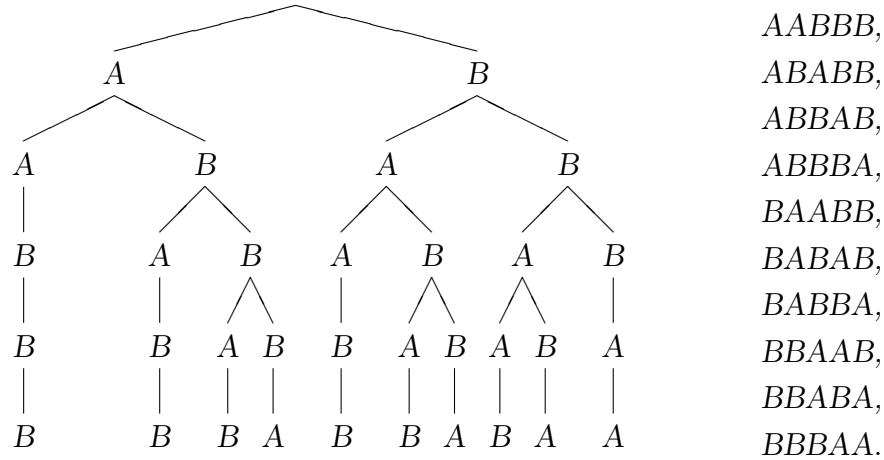
a. Az A, B, C betűk összes sorrendjének a száma $P_3 = 3! = 6$.

Bár a lehetséges sorrendek előállítására nincs szükségünk, most mégis megadjuk a sorrendeket egy alkalmas gráf segítségével:



b. Az A, A, B, B, B betűk összes lehetséges sorrendjének a száma: $P_5^{2,3(i)} = \frac{5!}{2!3!} = 10$.

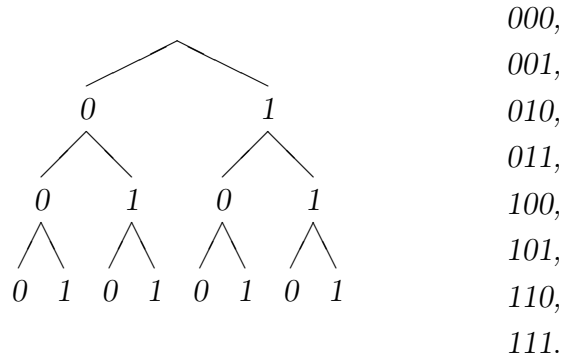
Mivel nincs túl sok lehetőség, ezért a sorrendeket megkereshetjük egy alkalmas gráf segítségével:



c. Az A, A, B, B, B, C, C betűk összes lehetséges sorrendjének a száma: $P_7^{2,3,2(i)} = \frac{7!}{2!3!2!} = 420$.

d. A keresett kódok száma: $V_2^{3(i)} = 2^3 = 8$.

A lehetőségek ebben az esetben is megkereshetők egy alkalmas gráf segítségével:



e. A keresett kódok száma: $V_3^{10(i)} = 3^{10} = 59049$.

10. Megoldás. A 7 vendéget a 3 vendégházban

$$\begin{aligned}
 \binom{7}{2} \binom{7-2}{3} \binom{7-(2+3)}{2} &= \\
 &= \frac{7!}{2!(7-2)!} \cdot \frac{(7-2)!}{3!(7-(2+3))!} \cdot \frac{(7-(2+3))!}{2!(7-(2+3+2))!} = \\
 &= \frac{7!}{2! \cdot 3! \cdot 2!} = P_7^{2,3,2(i)}
 \end{aligned}$$

féleképpen lehet elszállásolni.

11. Megoldás. A dobogós helyezések lehetőségeinek száma: $V_{14}^{3(i)} = 14 \cdot 13 \cdot 12 = 2184$.

12. Megoldás. A TOTÓ szelvények száma: $V_3^{14} = 3^{14} = 4782969 \approx 5M$.

13. Megoldás. A LOTTO szelvények száma:

$$C_{90}^5 = \binom{90}{5} = \frac{90 \cdot 89 \cdot 88 \cdot 87 \cdot 86}{1 \cdot 2 \cdot 3 \cdot 4 \cdot 5} = 43949268 \approx 44M.$$

14. Megoldás. A cukorkákból készíthető - tartalmuk szerint különböző - különböző zsákocskák száma: $n = 10, k = 4$,

$$C_{10}^{4(i)} = \binom{10 + 4 - 1}{4} = \binom{13}{4} = 715.$$

15. Megoldás. A 4 golyót a 10 dobozba

$$C_{10}^{4(i)} = \binom{10 + 4 - 1}{4} = \binom{13}{4} = 715$$

féleképpen lehet elhelyezni.

2. Gyakorlat

Klasszikus valószínűségi mező, Műveletek valószínűségekkel, Golyóhúzás urnából

A valószínűség geometriai kiszámítási módja

Rövid elméleti összefoglaló

1. A klasszikus valószínűségi mező

A klasszikus valószínűségi mező: Egy $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ Kolmogorov-féle valószínűségi mezőt **klasszikus valószínűségi mezőnek** nevezünk, ha

1. Ω véges halmaz;
2. Az Ω minden 1 elemű részhalmaza esemény;
3. Az Ω bármely két egyelemű részhalmaza - mint esemény - egyforma valószínűséggel következik be, azaz

$$\mathbb{P}(\{\omega_1\}) = \mathbb{P}(\{\omega_2\}) \quad (\omega_1, \omega_2 \in \Omega).$$

A klasszikus valószínűségi mező tulajdonságai: Ha $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ egy klasszikus valószínűségi mező, akkor

1. $\mathcal{F} = \mathcal{P}(\Omega)$, azaz az Ω minden részhalmaza esemény;
2. Minden $A \in \mathcal{F}$ esetén

$$\mathbb{P}(A) = \frac{|A|}{|\Omega|} = \frac{\text{kedvező}}{\text{összes}}.$$

Példa. Dobókockával dobunk. Jelölje A azt az eseményt, hogy páros számot dobunk; B azt az eseményt, hogy hárommal osztható számot dobunk; C azt az eseményt, hogy kettővel is és hárommal is osztható számot kapunk; D azt az eseményt, hogy kettővel, vagy hárommal osztható számot kapunk. Határozzuk meg az A, B, C, D események valószínűségét!

Mo.:

$$\Omega \doteq \{1, 2, 3, 4, 5, 6\};$$

$$A \doteq \{2, 4, 6\};$$

$$B \doteq \{3, 6\};$$

$$C = A \cup B \doteq \{2, 3, 4, 6\};$$

$$D = A \cap B \doteq \{6\}.$$

A dobókocka szabályosságát feltételezve klasszikus valószínűségi mezőt kapunk. Így a kedvező/összes képlet felhasználásával kapjuk, hogy $\mathbb{P}(A) = \frac{3}{6} = \frac{1}{2}$, $\mathbb{P}(B) = \frac{2}{6} = \frac{1}{3}$, $\mathbb{P}(C) = \frac{4}{6} = \frac{2}{3}$, $\mathbb{P}(D) = \frac{1}{6}$.

Példa. Két dobókockával dobunk, egy pirossal és egy kékkel. Számoljuk ki az alábbi események valószínűségét:

$A \doteq$ dupla hatost dobunk;

$B \doteq$ dupla hatost, vagy dupla egyest dobunk;

$C \doteq$ egy hatost és egy egyest dobunk;

$D \doteq$ a két dobott szám valamelyike egyes, vagy hatos;

$E \doteq$ a két dobott szám összege osztható kettővel, vagy hárommal.

Mo.: Legyen

$$\Omega \doteq \{(i, j) \mid i = 1, 2, \dots, 6, j = 1, 2, \dots, 6\} = \{1, 2, \dots, 6\} \times \{1, 2, \dots, 6\}.$$

Ekkor $|\Omega| = 6^2 = 36$. Nyilvánvaló, hogy az $(i, j) \in \Omega$ elemi esemény azt jelenti, hogy a piros dobókockával i -t, a kékkel j -t dobunk. A dobókockák szabályosságát feltételezve klasszikus valószínűségi mezőt kapunk. Így a kedvező/összes képlet felhasználásával kapjuk, hogy $\mathbb{P}(A) = \frac{1}{36}$, $\mathbb{P}(B) = \mathbb{P}(C) = \frac{2}{36} = \frac{1}{18}$, $\mathbb{P}(D) = \frac{4 \cdot 6 - 4}{36} = \frac{5}{9}$.

Az E esemény valószínűségének a kiszámolásához érdemes észrevenni, hogy a dobott két szám összege csak $2, 3, \dots, 12$ lehet. Ezek közül a kettővel, vagy hárommal oszthatók a

2, 3, 4, 6, 8, 9, 10, 12

Ha táblázatba rendezzük az Ω elemeit, akkor az azonos összegű számpárok egy a táblázat bal alsó sarkából a jobb felsőbe mutató átlóval párhuzamos vonalba rendeződnek, így könnyű őket összeszámolni.

	•	•	•		•	
2	•	•		•		•
3	•		•		•	•
4		•		•	•	•
5	•		•	•	•	
6		•	•	•		•
	8	9	10		12	

Tehát a kedvező esetek száma:

$$1 + 2 + 3 + 5 + 5 + 4 + 3 + 1 = 24.$$

Így kapjuk, hogy $\mathbb{P}(E) = \frac{24}{36} = \frac{2}{3}$. Lehet, hogy egyszerűbb úgy számolni, hogy a dobott számok összegei közül csak a 7 és a 11 nem oszthatóak kettővel, vagy hárommal. A 7 hatféleképpen, a 11 kétféleképpen írható fel a dobott számok összegeként. Így a komplementer esemény valószínűségére vonatkozó képlet alapján $\mathbb{P}(E) = 1 - \frac{8}{36} = \frac{2}{3}$.

Példa. A harminckét lapos magyar kártyából kihúzzunk egy lapot. Jelölje A azt az eseményt, hogy pirosat húzzunk; B , hogy disznót húzzunk; C , hogy piros disznót húzzunk; D , hogy pirosat, vagy disznót húzzunk. Határozzuk meg az A , B , C , D események valószínűségét!

Mo.: A magyar kártyában van 4 szín és 8 szám, minden színhez tartozik minden szám. A színek: piros, tök makk zöld. A számok: disznó, király, felső, alsó, VII, VIII, IX, X. Például P_d jelöli a piros disznót. Legyen Ω a magyar kártya lapjainak halmaza. Ekkor

$$\begin{aligned} A &= \{P_d, P_k, P_f, P_a, P_{\text{VII}}, P_{\text{VIII}}, P_{\text{IX}}, P_{\text{X}}\}, \\ B &= \{P_d, T_d, M_d, Z_d\}, \\ C &= A \cap B \{P_d\}. \end{aligned}$$

A keresett valószínűségek: $\mathbb{P}(A) = \frac{8}{32} = \frac{1}{4}$, $\mathbb{P}(B) = \frac{4}{32} = \frac{1}{8}$. Mivel $C = A \cap B$ és $D = A \cup B$, így kapjuk, hogy $\mathbb{P}(C) = \frac{1}{32}$, $\mathbb{P}(D) = \mathbb{P}(A \cup B) = \mathbb{P}(A) + \mathbb{P}(B) - \mathbb{P}(A \cap B) = \frac{8}{32} + \frac{4}{32} - \frac{1}{32} = \frac{11}{32}$.

Példa. A harminckét lapos magyar kártyából kihúzzunk 3 lapot (visszatevés nélkül). Mennyi a valószínűsége, hogy a harmadik kihúzott lap piros?

Mo.: Valahogy úgy érezzük, hogy - szimmetria okokból - ugyanannyi a valószínűsége, hogy a harmadik lap piros, mintha csak egy lapot húznánk, azaz a keresett valószínűség most is $\frac{8}{32} = \frac{1}{4}$, de ezt számolással is alá kellene támasztani. Ehhez tekintsük a következő modellt:

Legyen Ω a magyar kártya lapjaiból képzett 3 tagú (ismétlés nélküli) variációknak a halmaza. Ekkor $|\Omega| = V_{32}^3 = 32 \cdot 31 \cdot 30$.

A kedvező esetek összeszámolásához nyilvánvaló, hogy a harmadik lapot nyolcféleképpen lehet kiválasztani. Az első helyre marad 31 lehetőség, a második helyre 30 lehetőség. A lehetőségek összeszorozódnak, így a kedvező lehetőségek száma: $31 \cdot 30 \cdot 8$. Tehát a keresett valószínűség $\frac{31 \cdot 30 \cdot 8}{32 \cdot 31 \cdot 30} = \frac{8}{32} = \frac{1}{4}$, mint ahogy azt előzetesen megsejtettük.

2. Műveletek eseményekkel

Az események halmazok, így az eseményekkel végezhető műveletek a halmazműveletek. Szokás még $A \cup B$ helyett $A + B$ -t; $A \cap B$ helyett AB -t; $A \setminus B$ helyett $A - B$ -t írni.

Példa. Legyen A , B , C három esemény. Fejezzük ki az A , B , C és halmazműveletek segítsé-

gével az alábbi eseményeket:

- $D \doteq$ az A, B, C események közül egy sem teljesül,
- $E \doteq$ az A, B, C események közül pontosan egy teljesül,
- $F \doteq$ az A, B, C események közül legfeljebb egy teljesül,
- $G \doteq$ az A, B, C események közül legalább egy teljesül,
- $H \doteq$ az A, B, C események közül pontosan kettő teljesül,
- $I \doteq$ az A, B, C események közül legfeljebb kettő teljesül,
- $J \doteq$ az A, B, C események közül legalább kettő teljesül,
- $K \doteq$ az A, B, C események közül mindhárom teljesül.

Mo.: Több egyenértékű megoldás is adható. Ezek közül néhányat felsorolunk.

$$\begin{aligned}
 D &= \overline{A \cup B \cup C} = \overline{A} \cap \overline{B} \cap \overline{C}, \\
 E &= (A \cup B \cup C) \setminus ((A \cap B) \cup (A \cap C) \cup (B \cap C)) \\
 &= (A \cap \overline{B} \cap \overline{C}) \cup (\overline{A} \cap B \cap \overline{C}) \cup (\overline{A} \cap \overline{B} \cap C), \\
 F &= (\overline{A} \cap \overline{B} \cap \overline{C}) \cup (A \cap \overline{B} \cap \overline{C}) \cup (\overline{A} \cap B \cap \overline{C}) \cup (\overline{A} \cap \overline{B} \cap C) = \\
 &= \overline{(A \cap B) \cup (A \cap C) \cup (B \cap C)} = \overline{A \cap B} \cap \overline{A \cap C} \cap \overline{B \cap C} = \\
 &= (\overline{A} \cup \overline{B}) \cap (\overline{A} \cup \overline{C}) \cap (\overline{B} \cup \overline{C}), \\
 G &= A \cup B \cup C, \\
 H &= (A \cap B \cap \overline{C}) \cup (A \cap \overline{B} \cap C) \cup (\overline{A} \cap B \cap C), \\
 I &= \overline{A \cap B \cap C} = \overline{A} \cup \overline{B} \cup \overline{C}, \\
 J &= (A \cap B) \cup (A \cap C) \cup (B \cap C), \\
 K &= A \cap B \cap C.
 \end{aligned}$$

3. Golyóhúzás urnából

Ebben a részben tárgyaljuk a visszatevéses és a visszatevés nélküli golyóhúzást urnából. Mindkét esetben az alábbi jelöléseket alkalmazzuk:

- N : jelöli az urnában lévő golyók számát;
- s : az urnában lépő piros golyók száma ($0 \leq s \leq N$);
- $N - s$: az urnában lépő fehér golyók száma;
- n : golyót húzunk ki az urnából;

k : a kihúzott golyók közül a piros golyók száma.

A golyók halmaza:

$$\{P_1, P_2, \dots, P_s, F_1, F_2, \dots, F_{N-s}\}.$$

A golyókat mindkét esetben egyenként húzzuk ki az urnából. A visszatevéses esetben, a kihúzott golyót - miután megnéztük a színét - visszarakjuk az urnába, Majd újra húzunk. A visszatevés nélküli esetben a kihúzott golyót nem rakjuk vissza az urnába.

Jelölje A_k azt az eseményt, hogy a kihúzott golyók között k db piros golyó van. A $p_k = \mathbb{P}(A_k)$ valószínűséget keressük.

A számolás során alkalmazni fogjuk az $(n)_k$ rövidítést az $n(n-1) \cdots (n-k+1)$ k -tényezőös szorzat számára, ahol $n \in \mathbb{R}$, $k \in \mathbb{Z}_+$.

Golyóhúzás visszatevéssel. Ebben az esetben $0 \leq k \leq n$. Legyen Ω a golyók halmazából képezhető n elemű ismétléses variációknak a halmaza, azaz

$$\Omega \doteq \{(g_1, g_2, \dots, g_n) \mid g_i \in G \ (i = 1, 2, \dots, n)\} = G \times G \times \cdots \times G = G^n.$$

Ekkor az összes eset száma: $|\Omega| = N^n$.

A kedvező esetek száma:

$$|A_k| = P_n^{k, n-k(i)} \cdot V_s^{k(i)} \cdot V_{N-s}^{n-k(i)} = \binom{n}{k} s^k (N-s)^{n-k},$$

ugyanis $P_n^{k, n-k(i)} = \binom{n}{k}$ féleképpen lehet sorbarendezeni k darab piros és $n-k$ darab fehér golyót, ha az azonos színűek sorrendje nem számít; a piros helyeket $V_s^{k(i)} = s^k$ féleképpen lehet piros, a fehér helyeket $V_{N-s}^{n-k(i)} = (N-s)^{n-k}$ féleképpen lehet fehér golyókkal feltölteni.

Így kapjuk, hogy

$$p_k = \frac{\binom{n}{k} s^k (N-s)^{n-k}}{N^n} = \binom{n}{k} \left(\frac{N}{s}\right)^k \left(1 - \frac{N}{s}\right)^{n-k}.$$

Golyóhúzás visszatevés nélkül. Mivel ekkor a húzást követően a golyók nem kerülnek vissza az urnába, így n -re és k -ra teljesülniük kell az alábbi egyenlőtlenségeknek: $n \leq N$; $0 \leq k$, $n - (N-s) \leq k$, $k \leq s$, $k \leq n$. Az utóbbi 4 egyenlőtlenség együttesen azt jelentik, hogy $\max(0, n - (N-s)) \leq k \leq \min(s, n)$. Legyen Ω a golyók halmazából képezhető n elemű (ismétlés nélküli) variációknak a halmaza, azaz

$$\Omega \doteq \{(g_1, g_2, \dots, g_n) \mid g_i \in G \ (i = 1, 2, \dots, n), \text{ úgy, hogy } g_j \neq g_k, \text{ ha } j \neq k\}.$$

Ekkor az összes eset száma: $|\Omega| = V_N^n = (N)_n$.

A kedvező esetek száma:

$$|A_k| = P_n^{(i)k, n-k} \cdot V_s^k \cdot V_{N-s}^{n-k} = \binom{n}{k} (s)_k (N-s)_{n-k},$$

ugyanis $P_n^{(i)k, n-k} = \binom{n}{k}$ féleképpen lehet sorbarendezeni k darab piros és $n-k$ darab fehér golyót, ha az azonos színűek sorrendje nem számít; a piros helyeket $V_s^k = (s)_k$ féleképpen lehet piros, a fehér helyeket $V_{N-s}^{n-k} = (N-s)_{n-k}$ féleképpen lehet fehér golyókkal feltölteni.

Így kapjuk, hogy

$$p_k = \frac{\binom{n}{k} (s)_k (N-s)_{n-k}}{(N)_n} = \frac{\frac{(s)_k}{k!} \frac{(N-s)_{n-k}}{(n-k)!}}{\frac{(N)_n}{n!}} = \frac{\binom{s}{k} \binom{N-s}{n-k}}{\binom{N}{n}}.$$

4. A valószínűség geometriai kiszámítási módja

Az A esemény ismeretlen valószínűségének a meghatározására olyan modellt használunk, melyben Ω egy olyan ponthalmaz, amelyet valamilyen módon tudunk mérni (például ívhossz, felszín térfogat) az Ω mértéke pozitív, de véges. Jelöljük ezt a mértéket m -mel. Az $A \subseteq \Omega$ halmaznak szintén létezik az m szerinti mértéke. Ekkor

$$\mathbb{P}(A) \doteq \frac{m(A)}{m(\Omega)}.$$

Feladatok

Klasszikus valószínűségi mező

1.●S Feladat. Egy külföldi ösztöndíjra kiírt pályázat elbírálásának utolsó fordulójára 11 egyenlő képességű jelölt maradt, 5 fiú és 6 lány. A bíráló bizottság ezután sorsolással választ ki közülük 4 főt. Mi a valószínűsége, hogy a kiválasztottak között lesz lány?

2.●S Feladat. Egy fogadásra egymástól függetlenül 5 angol, 3 francia és 4 olasz diplomata érkezik. Mi a valószínűsége, hogy az első három vendég érkezési sorrendje angol-francia-olasz?

A valószínűség geometriai kiszámítási módja

3.●S Feladat. Egy ügyfélszolgálaton az ügyintézés 30 percet vesz igénybe. Az egyik nap két ismerős megy be az ügyfélszolgálatra egymástól függetlenül 8 és 12 óra között véletlenül választva az időpontot. Mi a valószínűsége, hogy lesz olyan időpont, amikor egyszerre vannak bent?

4.●S Feladat. Ketten megbeszélik, hogy délután 5 óra és délután 5 óra 30 perc között találkoznak. mekkora valószínűséggel találkoznak, ha egymástól függetlenül érkeznek és mindketten 8 perc várakozás után elmennek, ha a másik addig nem érkezett meg?

5.●S Feladat. Két ember A , B véletlenszerűen megjelennek egy adott helyen 12 és 13 óra között. A 20 percet hajlandó várni B -re, B 30 percet hajlandó várni A -ra. Mi a valószínűsége, hogy nem találkoznak?

6.●S Feladat. Egy kis kitőtőben egyszerre csak egy hajó rakodhat. Az egyik nap 8 és 20 óra között biztosan érkezik két hajó. A rakodás mindkettő esetében 57 percet vesz igénybe. Mennyi a valószínűsége, hogy nem kell várniuk egymásra?

7.S Feladat. Egységnyi hosszúságú szakaszt három részre bontunk 2 véletlenszerűen megválasztott ponttal. Mennyi a valószínűsége, hogy a kapott három szakaszból háromszög szerkeszthető?

8.S Feladat. Egységnyi hosszúságú szakaszt két részre bontunk egy találmásra választott ponttal, majd a két részt közül a hosszabbikon még egy pontot választunk és ezzel ezt is kettéosztjuk. Mennyi a valószínűsége annak, hogy a kapott három szakaszból háromszög szerkeszthető?

9.S Feladat. Vegyünk három, egységnyi hosszúságú szakaszt. Mindegyikből vágjunk le találmásra egy darabot. Mennyi a valószínűsége, hogy a megmaradó három szakaszból háromszög szerkeszthető?

10. Feladat. (Buffon-féle tűprobléma) Egy kis hosszúságú tűt ejtünk egy vonalas papírra. A kis hosszúság azt jelenti, hogy a tű l hossza kisebb vagy egyenlő, a párhuzamos egyenesek d távolságánál. Mennyi a valószínűsége, hogy a tűnek a hozzá legközelebb eső egyenessel van közös pontja?

Megoldások

A klasszikus valószínűségi mező

1.●S Megoldás. *I.Mo. Komplementer esemény valószínűsége alapján.*

Vezessük be az alábbi jelöléseket:

$A \doteq$ van a csoportban lány,

$J \doteq \{F_1, \dots, F_5, L_1, \dots, L_4\}$ a jelöltek halmaza,

$\Omega \doteq \{B \subseteq J \mid |B| = 4\}$ (Klasszikus valószínűségi mező).

Ezekkel a jelölésekkel

$$A = \{H \subseteq \Omega \mid H \cap \{L_1, \dots, L_4\} \neq \emptyset\},$$

amiből a komplementer esemény valószínűségére vonatkozó összefüggés alapján kapjuk, hogy

$$\mathbb{P}(A) = 1 - \mathbb{P}(\bar{A}) = 1 - \frac{\binom{5}{4}}{\binom{9}{4}} = \frac{121}{126} = 0.9603.$$

II. Mo. Esetszétválasztással. A diszjunkt eseteket a kiválasztott 4 fő nemek szerinti eloszlása alapján kapjuk.

$$\mathbb{P}(A) = \frac{\binom{4}{1}\binom{5}{3}}{\binom{9}{4}} + \frac{\binom{4}{2}\binom{5}{2}}{\binom{9}{4}} + \frac{\binom{4}{3}\binom{5}{1}}{\binom{9}{4}} + \frac{\binom{4}{4}\binom{5}{0}}{\binom{9}{4}} = \frac{40 + 60 + 20 + 1}{126} = \frac{121}{126} = 0.9603.$$

2.●S Megoldás.

Vezessük be az alábbi jelöléseket:

$D \doteq \{A_1, \dots, A_4, F_1, \dots, F_3, D_1, \dots, D_4\}$ a diplomaták halmaza.

Ekkor $|D| = 11$.

Legyen Ω a D elemeiből alkotott 3-tagú sorozatok halmaza. (Klasszikus valószínűségi mező.)

Összes esetek száma: $|\Omega| = V_{11}^3 = 11 \cdot 10 \cdot 9$. Legyen

$A \doteq \{(x_1, x_2, x_3) \in \Omega \mid x_1 \in \{A_1, \dots, A_4\}, x_2 \in \{F_1, \dots, F_3\}, x_3 \in \{D_1, \dots, D_4\}\}.$

A kedvező esetek száma: $|A| = 4 \cdot 3 \cdot 4$. Így

$$\mathbb{P}(A) = \frac{\text{kedvező}}{\text{összes}} = \frac{4 \cdot 3 \cdot 4}{11 \cdot 10 \cdot 9} = \frac{8}{165} = 0.048.$$

A valószínűség geometriai kiszámítási módja

3.●S Megoldás. A feladatot átfogalmazzuk a következő módon. Ledobunk két pontot x -et és y -t a $[0, 240]$ intervallumra véletlenszerűen, egymástól függetlenül. Mennyi a valószínűsége, hogy $|x - y| \leq 30$? Bevezetünk néhány jelölést:

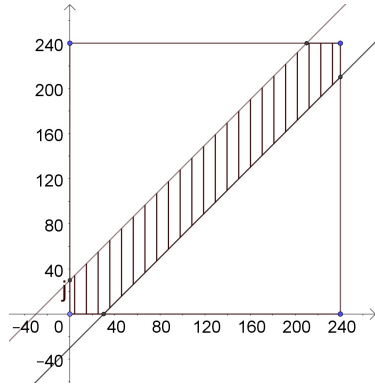
$$\Omega \doteq [0, 240] \times [0, 240],$$

$$A \doteq \{(x, y) \in \Omega \mid |x - y| \leq 30\}.$$

Ekkor

$$|x - y| \leq 30 \quad \Leftrightarrow \quad -30 \leq x - y \leq 30 \quad \Leftrightarrow \quad y \leq x + 30 \quad \text{és} \quad x - 30 \leq y.$$

Így kapjuk, hogy



$$\begin{aligned} \mathbb{P}(A) &= \frac{T(A)}{T(\Omega)} = \\ &= \frac{240^2 - 2 \frac{(240-30)^2}{2}}{240^2} = \frac{240^2 - 210^2}{240^2} = \\ &= 1 - \left(\frac{210}{240}\right)^2 = \frac{15}{64} \approx 0.2344. \end{aligned}$$

4.●S Megoldás. Az előző feladat megoldásával analóg módon kapjuk, hogy:

$$\mathbb{P}(A) = \frac{30^2 - 2 \frac{(30-8)^2}{2}}{30^2} = 1 - \left(\frac{2}{30}\right)^2 = \frac{104}{225} \approx 0.4622.$$

5.●S Megoldás. A feladat átfogalmazható úgy, hogy ledobunk két pontot x -et és y -t véletlenszerűen és egymástól függetlenül a $[0, 60]$ intervallumra. Jelölje x az A ember érkezési idejét (12 óra után eltelt idő percben), y a B érkezési idejét. Ekkor

$$\Omega = [0, 60] \times [0, 60], \quad T(\Omega) = 60^2.$$

Jelölje A azt az eseményt, hogy a két ember találkozik.

$$A_1 = \{(x, y) \in T \mid x \leq y\} \quad (\text{azaz A érkezik hamarabb és találkoznak.})$$

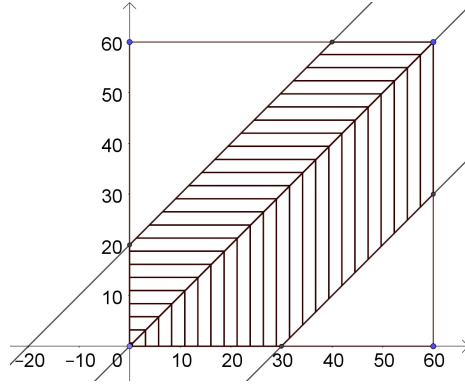
$$A_2 = \{(x, y) \in T \mid y < x\} \quad (\text{azaz B érkezik hamarabb és találkoznak.})$$

Ekkor $A = A_1 \cup A_2$ és $A_1 \cap A_2 = \emptyset$, azaz A a A_1 és A_2 halmazok diszjunkt úniója.

$$(x, y) \in A_1 \quad \Leftrightarrow \quad (x, y) \in [0, 60], \quad x \leq y \leq x + 20,$$

$$(x, y) \in A_2 \quad \Leftrightarrow \quad (x, y) \in [0, 60], \quad y < x \leq y + 30,$$

így A_1 az $y = x$ és $y = x + 20$ egyenesek által határolt sávnak a $[0, 60] \times [0, 60]$ téglába eső része, a A_2 az $y = x$ és az $y = x - 30$ sávoknak a $[0, 60] \times [0, 60]$ téglába eső része.



$$T(A_1) = \frac{60^2}{2} - \frac{20^2}{2},$$

$$T(A_2) = \frac{60^2}{2} - \frac{30^2}{2}$$

így

$$T(A) = T(A_1) + T(A_2) = 60^2 - \left(\frac{20^2}{2} + \frac{30^2}{2} \right).$$

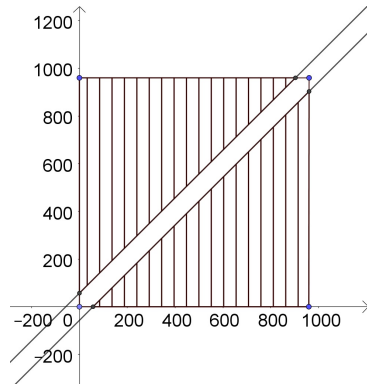
Tehát

$$\mathbb{P}(A) = \frac{T(A)}{T(\Omega)} = \frac{60^2 - \left(\frac{20^2}{2} + \frac{30^2}{2} \right)}{60^2} = 1 - \frac{\frac{20^2}{2} + \frac{30^2}{2}}{60^2} = 1 - \frac{20^2 + 30^2}{2 \cdot 60^2}.$$

A keresett valószínűség:

$$\mathbb{P}(\bar{A}) = 1 - \mathbb{P}(A) = \frac{20^2 + 30^2}{2 \cdot 60^2} = \frac{13}{72} \approx 0.1806.$$

6.●S Megoldás. 16 óra = 960 perc. A korábbi feladatokkal analóg módon kapjuk, hogy



$$\mathbb{P}(A) = \frac{2 \cdot \frac{(960-57)^2}{2}}{960^2} =$$

$$= \left(\frac{903}{960} \right)^2 = 0.8848.$$

7.S Megoldás. Bevezetjük a szokásos jelöléseket:

$$\Omega \doteq [0, 1] \times [0, 1],$$

$$A \doteq \{(x, y) \in \Omega \mid \text{a 3 szakaszból háromszög szerkeszthető}\},$$

$$A_1 \doteq \{(x, y) \in A \mid x \leq y\} \quad A_2 = \{(x, y) \in A \mid y < x\}.$$

Ekkor

$$A = A_1 \cup A_2, \quad A_1 \cap A_2 = \emptyset, \quad \mathbb{P}(A_1) = \mathbb{P}(A_2), \quad \mathbb{P}(A_1) + \mathbb{P}(A_2) = 2\mathbb{P}(A_1),$$

így elegendő $\mathbb{P}(A_1)$ -et kiszámolni. Ehhez tegyük fel, hogy $x \leq y$. Az x és y pontok 3 részre bontják a $(0, 1)$ intervallumot.



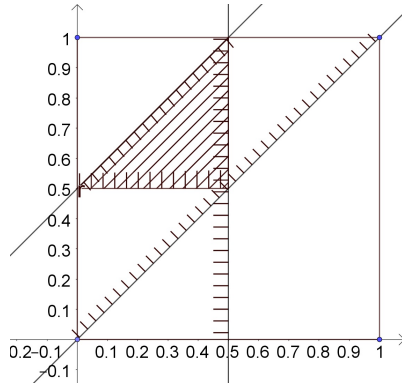
A kapott 3 szakasz hossza: x , $y - x$, $1 - y$. Ezekre a szakaszhosszokra alkalmazva a háromszög-egyenlőtlenséget kapjuk, hogy

$$x + (y - x) \geq 1 - y \quad \Leftrightarrow \quad y \geq 1 - y \quad \Leftrightarrow \quad 2y \geq 1 \quad \Leftrightarrow \quad y \geq \frac{1}{2},$$

$$x + 1 - y \geq y - x \quad \Leftrightarrow \quad 2x + 1 \geq 2y \quad \Leftrightarrow \quad x + \frac{1}{2} \geq y,$$

$$y - x + 1 - y \geq x \quad \Leftrightarrow \quad 1 \geq 2x \quad \Leftrightarrow \quad x \leq \frac{1}{2}.$$

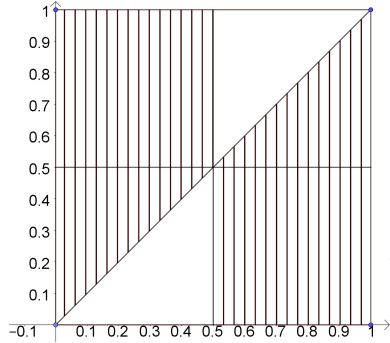
A kapott lineáris egyenlőtlenségek félsíkokat határoznak meg a síkban, ezeket a félsíkokat kell összemetszenünk. A félsíkok határegyenesét úgy kapjuk, hogy a kisebb, vagy nagyobb egyenlő relációjeleket egyenlőségjelre cseréljük. A kapott egyenes két félsíkra bontja a síkot. Úgy győződünk meg arról, hogy melyik félsík pontjai elégítik ki a lineáris egyenlőtlenséget, hogy egy tetszőlegesen megválasztott pont, mondjuk az origó pontjait a lineáris egyenlőtlenségbe helyettesítjük.



$$\mathbb{P}(A_1) = \frac{t(A_1)}{t(\Omega)} = \frac{\left(\frac{1}{2}\right)^2}{1} = \frac{1}{8},$$

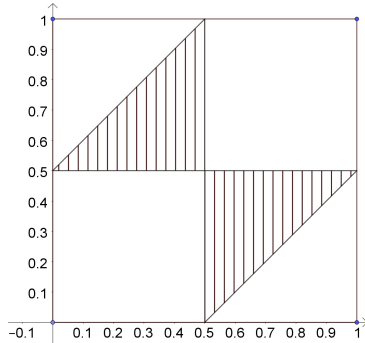
$$\Rightarrow \quad \mathbb{P}(A) = 2\mathbb{P}(A_1) = 2 \cdot \frac{1}{8} = \frac{1}{4}.$$

8.S Megoldás. Legyen



$$\Omega = \left\{ (x, y) \in [0, 1] \times [0, 1] \mid x \in \left[0, \frac{1}{2}\right], y \in [x, 1] \right\} \cup \\ \cup \left\{ (x, y) \in [0, 1] \times [0, 1] \mid x \in \left[\frac{1}{2}, 1\right], y \in [0, x] \right\},$$

$$T(\Omega) = \frac{3}{4}.$$



$$A = \{(x, y) \in \Omega \mid \text{a kapott 3 szakaszból} \\ \text{háromszög szerkeszthető}\},$$

$$T(A) = \frac{1}{4} \quad (\text{Lásd előző feladat}).$$

Így kapjuk, hogy

$$\mathbb{P}(A) = \frac{T(A)}{T(\Omega)} = \frac{\frac{1}{4}}{\frac{3}{4}} = \frac{1}{3}.$$

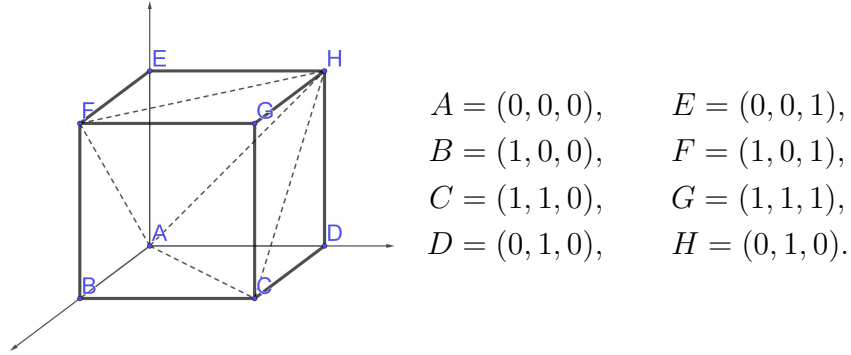
9.S Megoldás. Vezessük be a szokásos jelöléseket

$$\Omega \doteq [0, 1] \times [0, 1] \times [0, 1]$$

$$A \doteq \{(x, y, z) \in \Omega \mid x\text{-ből, } y\text{-ból és } z\text{-ből háromszög szerkeszthető}\}.$$

Jelölje $ABCDEFGH$ azt az egység oldalhosszú kockát, amelynek az A csúcsa az origó, az A csúcsa felett van E csúcsa, az \overrightarrow{AB} , \overrightarrow{AD} , \overrightarrow{AE} a koordináta-rendszer tengelyei és az $ABCD$ illetve

az $EFGH$ körüljárási irányok megegyeznek.



Az A halmaz a háromszög-egyenlőtlenség miatt az alábbi egyenlőtlenség-rendszerrel adható meg:

1. $0 \leq x \leq 1,$
2. $0 \leq y \leq 1,$
3. $0 \leq z \leq 1,$
4. $x \leq y + z,$
5. $y \leq x + z,$
6. $z \leq x + y.$

Ezek közül az 1., 2., 3. egyenlőtlenség-rendszer az egységkocka pontjait, azaz Ω -t karakterizálja, így elegendő foglalkoznunk a 4., 5., 6. egyenlőtlenségekkel. Ezek mindegyikének megoldáshalmaza egye-egy féltér.

A 4. egyenlőtlenség megoldáshalmaza az a féltér, amelyet az

$$\alpha : \quad 0 = -x + y + z$$

egyenletű sík határol. Erre a síkra illeszkednek az A, C, F pontok, a féltér nem tartalmazza a B pontot, de tartalmazza a G pontot.

Az 5. egyenlőtlenség megoldáshalmaza az a féltér, amelyet a

$$\beta : \quad 0 = x - y + z$$

egyenletű sík határol. Erre a síkra illeszkednek az A, C, H pontok, a féltér nem tartalmazza a D pontot, de tartalmazza a G pontot.

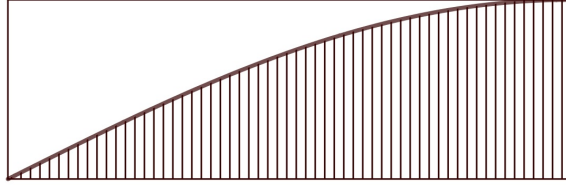
Végül a 6. egyenlőtlenség által meghatározott féltérrel a

$$\gamma : \quad 0 = x + y - z$$

egyenletű sík határolja. Erre a síkra illeszkednek az A, F, H pontok. A féltér nem tartalmazza az E pontot, de tartalmazza a G pontot.

Érdemes észrevenni, hogy a

$$G_{ACFB}, \quad G_{ACHD}, \quad G_{AFME}, G_{CHFG}$$



$$l = d = 1 \text{ eset,}$$

$$y = \frac{1}{2} \sin(x).$$

Így

$$A = \left\{ (x, y) \in \Omega \mid 0 < y < \frac{l}{2} \sin(x) \right\},$$

$$T(A) = \int_0^{\frac{\pi}{2}} \frac{l}{2} \sin(x) dx = \frac{l}{2} \left[-\cos(x) \right]_{x=0}^{x=\frac{\pi}{2}} = \frac{l}{2},$$

amiből kapjuk, hogy

$$\mathbb{P}(A) = \frac{T(A)}{T(\Omega)} = \frac{\frac{l}{2}}{\frac{\pi d}{2}} = \frac{2}{\pi} \frac{l}{d}.$$

3. Gyakorlat

A feltételes valószínűség, Bayes-formula, teljes valószínűség tétele, Bayes Tétel, A lánc szabály. Események függetlensége

Rövid elméleti összefoglaló

1. A feltételes valószínűség

Legyenek $A, B \in \mathcal{F}$ események úgy, hogy $\mathbb{P}(B) \neq 0$. Ekkor

$$\mathbb{P}(A|B) \doteq \frac{\mathbb{P}(A \cap B)}{\mathbb{P}(B)}.$$

A $\mathbb{P}(A | B)$ az A esemény valószínűsége, feltéve, hogy a B esemény bekövetkezik.

A feltételes valószínűség tulajdonságai:

1. Szita formula feltételes valószínűségre:

$$\mathbb{P}(A \cup B|C) = \mathbb{P}(A | C) + \mathbb{P}(B|C) - \mathbb{P}(A \cap B|C),$$

valahányszor $A, B, C \in \mathcal{F}$ úgy, hogy $\mathbb{P}(C) \neq 0$.

2. Véges additivitás feltételes valószínűségre:

$$\mathbb{P}(A \cup B | C) = \mathbb{P}(A|C) + \mathbb{P}(B|C)$$

valahányszor $A, B, C \in \mathcal{F}$ úgy, hogy $\mathbb{P}(C) \neq 0$ és $(A \cap B) \cap C = \emptyset$.

3. Komplementer esemény feltételes valószínűsége:

$$\mathbb{P}(\overline{A}|B) = 1 - \mathbb{P}(A|B) \quad (A, B \in \mathcal{F}; \mathbb{P}(B) \neq 0).$$

valahányszor $A, B \in \mathcal{F}$ úgy, hogy $\mathbb{P}(B) \neq 0$.

2. Bayes-formula, teljes valószínűség tétele, Bayes Tétel

A Bayes-formula: Legyenek $A, B \in \mathcal{F}$ úgy, hogy $\mathbb{P}(A) \neq 0$ és $\mathbb{P}(B) \neq 0$. Ekkor

$$\mathbb{P}(B|A) = \frac{\mathbb{P}(A|B) \cdot \mathbb{P}(B)}{\mathbb{P}(A)}.$$

Teljes eseményrendszer: Legyenek $B_1, B_2, \dots \in \mathcal{F}$ úgy, hogy $B_j \cap B_k = \emptyset$, ha és $j \neq k$. A (B_n) eseményrendszert **teljes eseményrendszernek** nevezzük, ha $\bigcup_n B_n = \Omega$. Azaz a teljes eseményrendszer események egy véges, vagy végtelen sorozata, amely az Ω páronként diszjunkt tagokból álló lefedését adja.

A továbbiakban a teljes valószínűség tételének és a Bayes-formulának csak a véges változatát ismertetjük, mivel csak ezeket használjuk a feladatok megoldása során. A végtelen változatokban a véges összegek helyett végtelen numerikus sorok szerepelnek.

A teljes valószínűség tétele: Ha B_1, B_2, \dots, B_n egy olyan teljes eseményrendszer amelyre $\mathbb{P}(B_i) \neq 0$ minden $i = 1, 2, \dots, n$ esetén, $A \in \mathcal{F}$ egy további esemény, akkor

$$\mathbb{P}(A) = \sum_{j=1}^n \mathbb{P}(A|B_j)\mathbb{P}(B_j).$$

A Bayes Tétel: Ha B_1, B_2, \dots, B_n egy olyan teljes eseményrendszer amelyre $\mathbb{P}(B_i) \neq 0$ minden $i = 1, 2, \dots, n$ esetén, $A \in \mathcal{F}$ egy további esemény úgy, hogy $\mathbb{P}(A) \neq 0$, akkor

$$\mathbb{P}(B_i|A) = \frac{\mathbb{P}(A|B_i)\mathbb{P}(B_i)}{\sum_{j=1}^n \mathbb{P}(A|B_j)\mathbb{P}(B_j)}.$$

3. A lánc szabály

Lánc szabály: Legyenek B_1, B_2, \dots, B_n olyan események, melyekre $\mathbb{P}(B_1 \cap B_2 \cap \dots \cap B_{n-1}) \neq 0$. Ekkor

$$\mathbb{P}(B_1 \cap B_2 \cap \dots \cap B_n) = \mathbb{P}(B_1)\mathbb{P}(B_2|B_1) \cdots \mathbb{P}(B_n|B_1 \cap B_2 \cap \dots \cap B_{n-1}).$$

4. Események függetlensége

Két esemény függetlensége: Az események (sztochasztikus) függetlenségének a fogalma a feltételes valószínűség fogalmából származtatható. Az A és B események függetlenek, ha $\mathbb{P}(A|B) = \mathbb{P}(A)$, azaz a B esemény bekövetkezése nem befolyásolja az A esemény bekövetkezését. A $\mathbb{P}(A|B)$ kifejezéshez szükség van a $\mathbb{P}(B) \neq 0$ feltételre. Azonban a $\mathbb{P}(A|B) = \mathbb{P}(A)$ formulából rendezéssel kapjuk

$$\mathbb{P}(A \cap B) = \mathbb{P}(A) \cdot \mathbb{P}(B).$$

formulát, amihez már a $\mathbb{P}(B) \neq 0$ feltételre sincs szükség. Ezt a formulát fogadjuk el két esemény függetlenségének definíciójának.

Eseményrendszer páronkénti függetlensége: Azt mondjuk, hogy egy $\mathcal{A} \subset \mathcal{F}$ eseményrendszer páronként független, ha bármely két tagja független.

Véges sok esemény teljes függetlensége: Azt mondjuk, hogy az A_1, A_2, \dots, A_n események **teljesen függetlenek**, ha tetszőleges $1 \leq k \leq n$ és $1 \leq i_1 < i_2 < \dots < i_k \leq n$ indexek esetén

$$\mathbb{P}(A_{i_1} \cap A_{i_2} \cap \dots \cap A_{i_k}) = \mathbb{P}(A_{i_1}) \cdot \mathbb{P}(A_{i_2}) \dots \mathbb{P}(A_{i_k}).$$

azaz a véges sok tagból álló metszet valószínűsége egyenlő a valószínűségek szorzatával.

Eseményrendszer teljes függetlensége: Azt mondjuk, hogy egy $\mathcal{A} \subseteq \mathcal{F}$ eseményrendszer **teljesen független**, ha bármely véges részrendszere teljesen független.

Eseményrendszer függetlensége alatt, ha csak mást nem mondunk, mindig teljes függetlenséget értünk.

Példa. Legyen $\Omega \doteq \{1, 2, 3, 4\}$ egy klasszikus valószínűségi mező eseménytere. Legyenek $A \doteq \{1, 2\}$, $B \doteq \{2, 3\}$, $C \doteq \{1, 3\}$. Ekkor az A, B, C események páronként függetlenek, mivel

$$\frac{1}{4} = \mathbb{P}(A \cap B) = \mathbb{P}(A \cap C) = \mathbb{P}(B \cap C) = \mathbb{P}(A) \cdot \mathbb{P}(B) = \mathbb{P}(A) \cdot \mathbb{P}(C) = \mathbb{P}(B) \cdot \mathbb{P}(C),$$

azonban **teljesen nem függetlenek**, mivel

$$\frac{1}{4} = \mathbb{P}(A \cap B \cap C) \neq \mathbb{P}(A) \cdot \mathbb{P}(B) \cdot \mathbb{P}(C) = \frac{1}{8}.$$

Példa. A harminckét lapos magyar kártyából kihúzunk egy lapot. Jelölje A azt az eseményt, hogy pirosat húzunk; B , hogy disznót húzunk. Függetlenek-e az A és B események? Ezt követően eltávolítjuk a pakliból a zöld alsót. Megváltozik-e az A és a B események függetlensége? Mo.: Mint ahogy azt korábban már láttuk, az A és B események függetlenek, mivel

$$\frac{1}{32} = \mathbb{P}(A \cap B) = \mathbb{P}(A) \cdot \mathbb{P}(B) = \frac{1}{4} \cdot \frac{1}{8}.$$

A zöld alsó eltávolítása után az A és B események már nem lesznek függetlenek, ugyanis ekkor

$$\frac{1}{31} = \mathbb{P}(A \cap B) \neq \mathbb{P}(A) \cdot \mathbb{P}(B) = \frac{8}{31} \cdot \frac{4}{31}.$$

Példa. Pozitív valószínűségű diszjunkt események nem lehetnek függetlenek.

Ha $A \subseteq B$, $\mathbb{P}(A) \neq 0$, $\mathbb{P}(B) \neq 1$, akkor az A és B események nem lehetnek függetlenek.

Független események tulajdonságai:

1. Ha A, B olyan események, melyekre $\mathbb{P}(A) = 0$ vagy $\mathbb{P}(A) = 1$, akkor A és B függetlenek.
2. Ha A, B független események, akkor az \bar{A}, B ; az A, \bar{B} ; az \bar{A}, \bar{B} események is függetlenek.
3. Ha az \mathcal{A} eseményrendszer teljesen független és az \mathcal{A} eseményei közül tetszőlegesen sokat a komplementerére cserélünk ki, akkor a teljes függetlenség megőrződik.

Feladatok

1. A feltételes valószínűség

1.● Feladat. Tudjuk, hogy $P(A)=0.36$, $P(A/B)=0.43$ és $P(B/A)=0.93$. Mennyi a valószínűsége, hogy az A és B legalább egyike bekövetkezik?

2. Bayes-formula, teljes valószínűség tétele, Bayes Tétel

2.● Feladat. Egy terméket három üzemben készítenek. A három üzemben a selejtszázalék rendre 0.09, 0.17 és 0.41, míg a három üzemben az összterméknek rendre 23, 42 és 35 százalékát állítják elő. Az össztermékből kivesznek egy darabot, és az hibás. Mi a valószínűsége, hogy az első üzemben gyártották?

3.● Feladat. Egy adott betegségben szenvedő betegek 33%-át egy olyan új kezelésnek vetik alá, amely a korábbi 25%-ról, 53%-ra javítja a gyógyulási arányt. Egy gyógyult beteget kiválasztva mi a valószínűsége, hogy ő az új kezelésben részesült?

4.● Feladat. A CHIPCAD microchip gyártó cég teljes termelése két gépsorról származik. Az I. gépsor adja a termelés 64 %-át 0.042 % selejttel, míg a II. gépsor adja a termelés 36%-át 0.013% selejttel. Ha egy véletlenül kiválasztott chip selejtes, akkor mi a valószínűsége, hogy azt a II. gépsor gyártotta?

5.* Feladat. Egy törzs minden tagja az év egy adott napján leopárdvadászatra megy. A vadászon egy vadászt 0.11 valószínűséggel támad meg egy leopárd és ekkor 0.40 valószínűséggel öli meg a leopárd a vadászt. Egyéb veszélyek miatt 0.09 valószínűséggel halhat meg a vadász a vadászon. Ha egy vadász meghalt a vadászon, akkor mi a valószínűsége, hogy egy leopárd ölte meg?

6.●S Feladat. 20 doboz mindegyikében 36 golyó van, amelyek közül rendre 17, 18, 19, ..., 36 fehér. Találomra választunk egy dobozt, majd véletlenül kihúzzunk egy golyót. Mi a valószínűsége, hogy fehér golyót húzzunk?

7.* Feladat. Az igazak városában a lakosok 72%-a igazat mond, a hazugok városában a lakosok 87%-a hazudik. Mi nem tudjuk, hogy melyik városban vagyunk, egyforma eséllyel lehetünk mindkettőben. megkérdezzük egy embert és azt mondja, hogy ez a hazugok városa. mi a valószínűsége, hogy ez az ember hazudik?

8.● Feladat. A meteorológusok szerint holnap 0.23 valószínűséggel lesz eső és 0.51 valószínűséggel lesz szél. ha lesz eső, akkor 0.33 valószínűséggel szél is lesz. Mi a valószínűsége, hogy ha szél lesz, eső is lesz?

9.● Feladat. Egy országban a lakosság 95 százalékának van televíziója és 92 százalékának autója. Az autóval rendelkezők legalább hány százalékának van televíziója is?

10. Feladat. Valakit keresünk az Egyetemen. A keresett személy egyforma valószínűséggel lehet adott 5 terem valamelyikében és annak a valószínűsége, hogy az 5 terem valamelyikében egyáltalán jelen van pp. Már 4 termet megnéztünk és a keresett személyt nem találtuk. Mennyi a valószínűsége, hogy az ötödik teremben van?

3. Lánc szabály

11. Feladat. Valamilyen vegyszerrel szúnyogirtást végeznek. Az első permetezés során a szúnyogok 80%-a elpusztult, a második permetezés során a megmaradt szúnyogok 40%-a pusztult el, a harmadik permetezés során a megmaradt szúnyogok 20%-a pusztult el. Mennyi a valószínűsége, hogy egy szúnyog még 2 irtást túlél, feltéve, hogy az első túlélte?

4. Események függetlensége

12.● Feladat. Az A , B és C független események, amelyre $\mathbb{P}(A) = 0.020$, $\mathbb{P}(B) = 0.240$ és $\mathbb{P}(C) = 0.370$. Határozza meg annak a valószínűségét, hogy egynél több következik be közülük!

13.● Feladat. Az A , B , és C független események, amelyre $\mathbb{P}(A) = 0.360$, $\mathbb{P}(B) = 0.080$ és $\mathbb{P}(C) = 0.340$. Határozza meg annak a valószínűségét, hogy pontosan kettő következik be közülük!

14.● Feladat. Legyen $\mathbb{P}(A) = 0.17$, $\mathbb{P}(A|B) = 0.17$ és $\mathbb{P}(B|A) = 0.69$. Határozza meg $\mathbb{P}(\overline{A}|\overline{B})$ értékét!

15. Feladat. Legyen $\mathbb{P}(A) = 0.18$, $\mathbb{P}(A|B) = 0.17$ és $\mathbb{P}(B|A) = 0.69$. Határozza meg $\mathbb{P}(\overline{A}|\overline{B})$ értékét!

16.● Feladat. A és B független események, $\mathbb{P}(A) = 0.24$ és $\mathbb{P}(B) = 0.86$. Határozza meg $\mathbb{P}(A|A+B)$ értékét!

17.* Feladat. Igazoljuk, hogy véges sok egynél kisebb valószínűségű eseményekből álló teljesen független eseményrendszer nem fedi le Ω -t.

18.●S Feladat. Egy kisegér 3 folyosó bármelyikén eljuthat egy sajtdarabhoz. Akármelyik folyosón 3 ajtón kell áthaladni. Mi a valószínűsége, hogy a kisegér el tud jutni a sajthoz, ha az ajtók egymástól függetlenül 0.53 valószínűséggel nyílnak ki, és kinyitásuk után nyitva is maradnak (ha van nyitott folyosó, akkor a kisegér megtalálja a sajtot)?

19.*S Feladat. Két út vezet A városból a B városba és szintén két út B-ből C városba. (Az A városból a C városba csak a B városon át lehet eljutni.) Mind a négy út egymástól függetlenül, 0.40 valószínűséggel járhatatlan a hó miatt. Feltéve, hogy A-ból C-be nincs végig járható útvonal, mi a valószínűsége, hogy A-ból B-be van járható út?

20.S Feladat. Egy út vezet A városból a B városba és két út B-ből C városba. (Az A városból a C városba csak a B városon át lehet eljutni.) Mind a három út egymástól függetlenül, p valószínűséggel járhatatlan a hó miatt. Feltéve, hogy A-ból C-be nincs végig járható útvonal, mi a valószínűsége, hogy A-ból B-be van járható út?

21.S Feladat. Két út vezet A városból a B városba és egy út B-ből C városba. (Az A városból a C városba csak a B városon át lehet eljutni.) Mind a három út egymástól függetlenül, p valószínűséggel járhatatlan a hó miatt. Feltéve, hogy A-ból C-be nincs végig járható útvonal, mi a valószínűsége, hogy A-ból B-be van járható út?

22.●S Feladat. Az A és B játékos felváltva dob kosárra (A kezd). Az A játékos 0.75 míg B 0.72 valószínűséggel talál a kosárba. A játékot addig folytatják, amíg valamelyik játékos beletalál a kosárba. Mi annak a valószínűsége, hogy pont az ötödik dobás után ér véget a játék?

23.●S Feladat. Egy dobozba 11 fehér és 19 piros golyó van. ketten felváltva húznak egy-egy taláalomra választott folyót, amelyet visszatesznek. Ezt addig folytatják, amíg csak valamelyikük piros golyót nem húz. Mennyi a valószínűsége annak, hogy nem a kezdő húz először piros golyót?

24.● Feladat. Legalább hányszor kell feldobni két szabályos dobókockát, ahhoz, hogy legfeljebb 0.36 valószínűséggel egyszer se kapjunk dupla hatost?

25. Feladat. Két lottószelvénnel függetlenül játszunk. Mennyi a valószínűsége, hogy a két szelvény valamelyikén van legalább 2-es találat?

Megoldások

1. A feltételes valószínűség

1.● Megoldás. Az alábbi adatokat ismerjük:

$$a. \quad \mathbb{P}(A) = 0.36, \quad b. \quad \mathbb{P}(A|B) = 0.43, \quad c. \quad \mathbb{P}(B|A) = 0.93.$$

A $\mathbb{P}(A \cup B)$ valószínűséget keressük. Az **a.**-ből és a **c.**-ből kapjuk, hogy

$$\mathbb{P}(A \cap B) = 0.93 \cdot 0.36 = 0.3348.$$

ezt **b.**-vel összevetve kapjuk, hogy

$$\mathbb{P}(B) = \frac{\mathbb{P}(A \cap B)}{\mathbb{P}(A|B)} = \frac{0.3348}{0.43} = 0.7786.$$

így a szita-formula alapján kapjuk, hogy

$$\mathbb{P}(A \cup B) = \mathbb{P}(A) + \mathbb{P}(B) - \mathbb{P}(A \cap B) = 0.36 + 0.7786 - 0.3348 = 0.8038.$$

2. Bayes-formula, teljes valószínűség tétele, Bayes Tétel

2.● Megoldás. Vezessük be a következő jelöléseket:

$B_i \doteq$ a kiválasztott terméket az i -edik üzemben gyártották $qqquad(i = 1, 2, 3)$,

$A \doteq$ a kiválasztott termék hibás.

Felhasználva a fenti jelöléseket, az alábbi adatokat ismerjük:

	I. gép	II. gép	III. gép
selejtszázalék	$\mathbb{P}(A B_1) = 0.09$	$\mathbb{P}(A B_2) = 0.17$	$\mathbb{P}(A B_3) = 0.41$
termelés	$\mathbb{P}(B_1) = 0.23$	$\mathbb{P}(B_2) = 0.42$	$\mathbb{P}(B_3) = 0.35$

A táblázat első sorából a 10^{-2} szorzótényezőket kihagytuk, de - mint ahogy azt látni fogjuk - nincsenek hatással a végeredményre, csak a feltételes valószínűségek aránya fontos. A $\mathbb{P}(B_1|A)$ feltételes valószínűséget keressük. Mivel a B_1, B_2, B_3 események nemzérus valószínűségű eseményekből álló teljes eseményrendszert alkotnak, így alkalmazható a Bayes Tétel.

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(B_1|A) &= \frac{\mathbb{P}(B_1 \cap A)}{\mathbb{P}(A)} = \frac{\mathbb{P}(A|B_1)\mathbb{P}(B_1)}{\mathbb{P}(A|B_1)\mathbb{P}(B_1) + \mathbb{P}(A|B_2)\mathbb{P}(B_2) + \mathbb{P}(A|B_3)\mathbb{P}(B_3)} = \\ &= \frac{0.09 \cdot 0.23 \cdot 10^{-2}}{(0.09 \cdot 0.23 + 0.17 \cdot 0.42 + 0.41 \cdot 0.35) \cdot 10^{-2}} = 0.0879. \end{aligned}$$

3.● Megoldás. Vezessük be a következő jelöléseket

$U \doteq$ a kiválasztott beteg új kezelésben részesült,
 $G \doteq$ a kiválasztott beteg gyógyult.

A feladat szövege alapján tudjuk, hogy $\mathbb{P}(U) = 0.33$, $\mathbb{P}(G|\bar{U}) = 0.25$, $\mathbb{P}(G|U) = 0.53$. A $\mathbb{P}(U | G)$ feltételes valószínűséget keressük. A komplementer esemény valószínűsége alapján kapjuk, hogy $\mathbb{P}(\bar{U}) = 0.67$. Mivel az U és \bar{U} események nemzérus valószínűségű eseményekből álló teljes eseményrendszert alkotnak, így alkalmazható a Bayes Tétel.

$$\mathbb{P}(U|G) = \frac{\mathbb{P}(U \cap G)}{\mathbb{P}(G)} = \frac{\mathbb{P}(G|U)\mathbb{P}(U)}{\mathbb{P}(G|U)\mathbb{P}(U) + \mathbb{P}(G|\bar{U})\mathbb{P}(\bar{U})} = \frac{0.53 \cdot 0.33}{0.53 \cdot 0.33 + 0.25 \cdot 0.67} = 0.5108.$$

4.● Megoldás. Az előző feladat megoldásával analóg módon kapjuk, hogy

$$\frac{0.00013 \cdot 0.36}{0.00013 \cdot 0.36 + 0.00042 \cdot 0.64} = \frac{13 \cdot 36}{13 \cdot 36 + 42 \cdot 64} = 0.1483.$$

5.* Megoldás. A feladat megoldásában nagy szerepe van a szöveg értelmezésnek. Vezessük be a következő jelöléseket

$T \doteq$ támad a leopárd,
 $\ddot{O}l \doteq$ öl a leopárd,
 $E \doteq$ egyéb veszélyek miatt hal meg a vadász,
 $H \doteq$ meghal a vadász.

A szöveg alapján az alábbi adatokat ismerjük: $\mathbb{P}(T) = 0.11$, $\mathbb{P}(\ddot{O}l|T) = 0.40$, $\mathbb{P}(E) = 0.09$. A $\mathbb{P}(\ddot{O}l | H)$ ismeretlen feltételes valószínűséget keressük.

A szöveg alapján úgy gondoljuk, hogy $\ddot{O}l \subseteq T$, mivel ha nem támad a leopárd, akkor ölni sem tud. Így kapjuk, hogy

$$\mathbb{P}(\ddot{O}l) = \mathbb{P}(\ddot{O}l|T)\mathbb{P}(T) = 0.11 \cdot 0.4, \quad \mathbb{P}(H) = \mathbb{P}(\ddot{O}l \cup E) = \mathbb{P}(\ddot{O}l) + \mathbb{P}(E) = 0.11 \cdot 0.4 + 0.09.$$

Felhasználva, hogy $\ddot{O}l \subseteq H$, a keresett feltételes valószínűség

$$\mathbb{P}(\ddot{O}l|H) = \frac{\mathbb{P}(\ddot{O}l \cap H)}{\mathbb{P}(H)} = \frac{\mathbb{P}(\ddot{O}l)}{\mathbb{P}(H)} = \frac{0.11 \cdot 0.4}{0.11 \cdot 0.4 + 0.09} = 0.3284.$$

6.●S Megoldás. Vezessük be a következő jelöléseket.

$A \doteq$ fehér golyót húzunk,
 $B_i \doteq$ az i -edik dobozt választjuk $(i = 1, 2, \dots, 20)$.

Az $\mathbb{P}(A)$ valószínűséget keressük. Mivel a B_1, B_2, \dots, B_{20} események teljes eseményrendszert alkotnak és $\mathbb{P}(B_j) = \mathbb{P}(B_k)$ valahányszor $j, k = 1, 2, \dots, 20$, így $\mathbb{P}(B_i) = \frac{1}{20}$ minden $i = 1, 2, \dots, 20$ esetén. Tudjuk továbbá, hogy

$$\mathbb{P}(A|B_i) = \frac{17+i-1}{36} \quad (i = 1, 2, \dots, 20).$$

Így a teljes valószínűség tétele alapján

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(A) &= \sum_{i=1}^{20} \mathbb{P}(A|B_i) \mathbb{P}(B_i) = \frac{17}{36} \cdot \frac{1}{20} + \frac{18}{36} \cdot \frac{1}{20} + \dots + \frac{36}{36} \cdot \frac{1}{20} = \\ &= \frac{1}{36} \cdot \frac{1}{20} \cdot (17 + 18 + \dots + 36) = \frac{1}{36} \cdot \frac{1}{20} \cdot \frac{17+36}{2} \cdot 20 = \frac{17+36}{2 \cdot 36} = 0.7361. \end{aligned}$$

7.* Megoldás. Vezessük be a következő jelöléseket

$A \doteq$ az igazak városában vagyunk,

$B \doteq$ a hamisak városában vagyunk,

$C \doteq$ a megkérdezett ember azt mondja, hogy ez a hazugok városa,

$I \doteq$ a megkérdezett ember igazat mond,

$H \doteq$ a megkérdezett ember hazudik.

A feladat megoldásában a legnagyobb nehézséget az okozza, hogy fel kell ismerni, hogy feltételes valószínűséget kell kiszámolnunk. Nevezetesen a $\mathbb{P}(H|C)$ feltételes valószínűség kiszámítása a kérdés. A feladat megoldása függ attól, hogy hogyan értelmezzük a szöveget. Úgy gondoljuk, hogy egy adott kérdésre adott válasz igaz, vagy hamis volta függ a kérdéstől, azaz a C és a H események nem függetlenek.

Ismerünk néhány adatot, úgy mint

$$\mathbb{P}(A) = \mathbb{P}(B) = \frac{1}{2}, \quad \mathbb{P}(I|A) = 0.72, \quad \mathbb{P}(H|B) = 0.87.$$

A Bayes Tétel alapján kapjuk, hogy

$$\mathbb{P}(H|C) = \frac{\mathbb{P}(C|H) \cdot \mathbb{P}(H)}{\mathbb{P}(C|H) \cdot \mathbb{P}(H) + \mathbb{P}(C|I) \cdot \mathbb{P}(I)}.$$

A továbblépéshez szükség van egy kis ügyeskedésre. Itt használjuk fel, hogy mit is jelent a C esemény.

$$\mathbb{P}(C|H) \cdot \mathbb{P}(H) = \mathbb{P}(C \cap H) = \mathbb{P}(A \cap H) = \mathbb{P}(H|A) \cdot \mathbb{P}(A)$$

$$\mathbb{P}(C|I) \cdot \mathbb{P}(I) = \mathbb{P}(C \cap I) = \mathbb{P}(B \cap I) = \mathbb{P}(I|B) \cdot \mathbb{P}(B)$$

Mivel az I és a H események egymás komplementerei, így a komplementer esemény feltételes valószínűségére vonatkozó összefüggés alapján

$$\mathbb{P}(H|A) = 1 - \mathbb{P}(I|A) = 1 - 0.72, \quad \mathbb{P}(I|B) = 1 - \mathbb{P}(H|B) = 1 - 0.87,$$

így kapjuk, hogy

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(H|C) &= \frac{\mathbb{P}(H|A) \cdot \mathbb{P}(A)}{\mathbb{P}(H|A) \cdot \mathbb{P}(A) + \mathbb{P}(I|B) \cdot \mathbb{P}(B)} = \\ &= \frac{(1 - 0.72) \cdot \frac{1}{2}}{(1 - 0.72) \cdot \frac{1}{2} + (1 - 0.87) \cdot \frac{1}{2}} = \frac{1 - 0.72}{2 - (0.72 + 0.87)} = 0.6829. \end{aligned}$$

8.● Megoldás. Vezessük be a következő jelöléseket:

$$E \doteq \text{lesz eső}, \quad Sz \doteq \text{lesz szél}.$$

A bevezetett jelölésekkel az ismert adatok az következő módon írhatóak fel:

$$\mathbb{P}(E) = 0.23, \quad \mathbb{P}(Sz) = 0.51, \quad \mathbb{P}(Sz|E) = 0.23.$$

A $\mathbb{P}(E | Sz)$ feltételes valószínűséget keressük. A Bayes Formula alapján kapjuk, hogy

$$\mathbb{P}(E|Sz) = \frac{\mathbb{P}(E \cap Sz)}{\mathbb{P}(Sz)} = \frac{\mathbb{P}(Sz|E) \cdot \mathbb{P}(E)}{\mathbb{P}(Sz)} = \frac{0.23 \cdot 0.23}{0.51} = 0.1022.$$

9.● Megoldás. Vezessük be a következő jelöléseket

$$T \doteq \text{egy véletlenszerűen kiválasztott embernek van televíziója},$$

$$A \doteq \text{egy véletlenszerűen kiválasztott embernek van autója}.$$

Ezekkel a jelölésekkel: $\mathbb{P}(T) = 0.95$ és $\mathbb{P}(A) = 0.92$. A $\mathbb{P}(T|A)$ feltételes valószínűséget keressük. Először a szita formula segítségével alsó becslést adunk a $\mathbb{P}(A \cap T)$ valószínűségre:

$$1 \geq \mathbb{P}(A \cup T) = \mathbb{P}(A) + \mathbb{P}(T) - \mathbb{P}(A \cap T),$$

így kapjuk, hogy

$$\mathbb{P}(A \cap T) \geq \mathbb{P}(A) + \mathbb{P}(T) - 1 = 0.95 + 0.92 - 1 = 0.87.$$

A keresett alsó becslés:

$$\mathbb{P}(T|A) = \frac{\mathbb{P}(A \cap T)}{\mathbb{P}(A)} \geq \frac{0.87}{0.92} = 0.9457.$$

10. Megoldás. Tetszőleges $i = 1, 2, 3, 4, 5$ esetén jelölje A_i azt az eseményt, hogy a keresett személy az i -edik teremben van. Így kapjuk, hogy

$$p = \mathbb{P}(A_1 \cup \dots \cup A_5) = \mathbb{P}(A_1) + \dots + \mathbb{P}(A_5) = 5\mathbb{P}(A_5).$$

Ebből kapjuk, hogy

$$\mathbb{P}(A_1) = \dots = \mathbb{P}(A_5) = \frac{p}{5}.$$

Így a keresett valószínűség:

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(A_5 | \overline{A_1} \cap \dots \cap \overline{A_4}) &= \frac{\mathbb{P}(A_5 \cap (\overline{A_1} \cap \dots \cap \overline{A_4}))}{\mathbb{P}(\overline{A_1} \cap \dots \cap \overline{A_4})} = \frac{\mathbb{P}(A_5)}{\mathbb{P}(\overline{A_1} \cup \dots \cup \overline{A_4})} = \\ &= \frac{\mathbb{P}(A_5)}{1 - \mathbb{P}(A_1 \cup \dots \cup A_4)} = \frac{\mathbb{P}(A_5)}{1 - 4 \cdot \mathbb{P}(A_1)} = \frac{\frac{p}{5}}{1 - \frac{4p}{5}} = \frac{p}{5 - 4p}. \end{aligned}$$

3. A lánc szabály

11. Megoldás. Jelölje B_i azt az eseményt, hogy egy szúnyog túléli az i -edik permetezést tetszőleges $i = 1, 2, 3$ esetén. Ekkor

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(B_1) &= 0.2, \quad \mathbb{P}(B_2 | B_1) = 1 - \mathbb{P}(\overline{B_2} | B_1) = 1 - 0.4 = 0.6, \\ \mathbb{P}(B_3 | B_1 \cap B_2) &= 1 - \mathbb{P}(\overline{B_3} | B_1 \cap B_2) = 1 - 0.2 = 0.8. \end{aligned}$$

A $\mathbb{P}(B_2 \cap B_3 | B_1)$ feltételes valószínűséget keressük. A láncszabály alapján kapjuk, hogy:

$$\mathbb{P}(B_1 \cap B_2 \cap B_3) = \mathbb{P}(B_1) \cdot \mathbb{P}(B_2 | B_1) \cdot \mathbb{P}(B_3 | B_1 \cap B_2) = 0.2 \cdot 0.6 \cdot 0.8 = 0.096.$$

Így a keresett valószínűség:

$$\mathbb{P}(B_2 \cap B_3 | B_1) = \frac{\mathbb{P}(B_1 \cap B_2 \cap B_3)}{\mathbb{P}(B_1)} = \frac{0.096}{0.2} = 0.48.$$

4. Események függetlensége

12.● Megoldás. A megoldás során a szita formulát és a teljes függetlenséget is felhasználjuk. A keresett valószínűség:

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(\text{legalább 2 bekövetkezik}) &= \mathbb{P}((A \cap B) \cup (A \cap C) \cup (B \cap C)) = \\ &= \mathbb{P}(A \cap B) + \mathbb{P}(A \cap C) + \mathbb{P}(B \cap C) - 3\mathbb{P}(A \cap B \cap C) + \mathbb{P}(A \cap B \cap C) = \\ &= \mathbb{P}(A)\mathbb{P}(B) + \mathbb{P}(A)\mathbb{P}(C) + \mathbb{P}(B)\mathbb{P}(C) - 2\mathbb{P}(A)\mathbb{P}(B)\mathbb{P}(C) = \\ &= \mathbb{P}(A)[\mathbb{P}(B) + \mathbb{P}(C) - 2\mathbb{P}(B)\mathbb{P}(C)] + \mathbb{P}(B)\mathbb{P}(C) = \\ &= 0.02[0.24 + 0.37 - 2 \cdot 0.24 \cdot 0.37] + 0.24 \cdot 0.37 = 0.0974. \end{aligned}$$

13.● Megoldás. A megoldás során a szita formulát és a teljes függetlenséget is felhasználjuk. A keresett valószínűség:

$$\begin{aligned}\mathbb{P}((\bar{A} \cap B \cap C) \cup (A \cap \bar{B} \cap C) \cup (A \cap B \cap \bar{C})) &= \\ &= \mathbb{P}(\bar{A} \cap B \cap C) + \mathbb{P}(A \cap \bar{B} \cap C) + \mathbb{P}(A \cap B \cap \bar{C}) = \\ &= (1 - 0.36) \cdot 0.08 \cdot 0.34 + 0.36 \cdot (0 - 0.08) \cdot 0.34 + 0.36 \cdot 0.08 \cdot (1 - 0.34) = 0.1490.\end{aligned}$$

14.● Megoldás. Mivel $\mathbb{P}(A) = \mathbb{P}(A|B)$, így A és B függetlenek, de akkor \bar{A} és \bar{B} is függetlenek. Így kapjuk, hogy

$$\mathbb{P}(\bar{A}|\bar{B}) = \mathbb{P}(\bar{A}) = 1 - \mathbb{P}(A) = 0 - 0.17 = 0.83.$$

15. Megoldás. A keresett valószínűség:

$$\mathbb{P}(\bar{A}|\bar{B}) = \frac{\mathbb{P}(\bar{A} \cap \bar{B})}{\mathbb{P}(\bar{B})} = \frac{\mathbb{P}(\overline{A \cup B})}{\mathbb{P}(\bar{B})} = \frac{1 - (\mathbb{P}(A) + \mathbb{P}(B) - \mathbb{P}(A \cap B))}{1 - \mathbb{P}(B)}.$$

Mivel

$$0.69 = \mathbb{P}(B|A) = \frac{\mathbb{P}(A \cap B)}{\mathbb{P}(A)} = \frac{\mathbb{P}(A \cap B)}{0.18},$$

így kapjuk, hogy

$$\mathbb{P}(A \cap B) = 0.69 \cdot 0.18.$$

Mivel

$$0.17 = \mathbb{P}(A|B) = \frac{\mathbb{P}(A \cap B)}{\mathbb{P}(B)} = \frac{0.69 \cdot 0.18}{\mathbb{P}(B)},$$

így kapjuk, hogy

$$\mathbb{P}(B) = \frac{0.69 \cdot 0.18}{0.17}.$$

Tehát

$$\mathbb{P}(\bar{A}|\bar{B}) = \frac{1 - (0.18 + \frac{0.69 \cdot 0.18}{0.17} - 0.69 \cdot 0.18)}{1 - \frac{0.69 \cdot 0.18}{0.17}} = 0.7929.$$

16.● Megoldás. A keresett valószínűség:

$$\mathbb{P}(A|A \cup B) = \frac{\mathbb{P}(A \cap (A \cup B))}{\mathbb{P}(A \cup B)} = \frac{\mathbb{P}(A)}{\mathbb{P}(A \cup B)}.$$

Felhasználjuk a szita-formulát:

$$\begin{aligned}\mathbb{P}(A \cup B) &= \mathbb{P}(A) + \mathbb{P}(B) - \mathbb{P}(A \cap B) = \mathbb{P}(A) + \mathbb{P}(B) - \mathbb{P}(A)\mathbb{P}(B) = \\ &= 0.24 + 0.86 - 0.24 \cdot 0.86 = 0.8936.\end{aligned}$$

Így kapjuk, hogy

$$\mathbb{P}(A|A \cup B) = \frac{0.24}{0.8936} = 0.2686.$$

17.* Megoldás. Indirekt módon tegyük fel, hogy létezik olyan A_1, \dots, A_n egynél kisebb valószínűségi eseményekből álló teljesen független eseményrendszer, amely lefedi Ω -t. Ekkor

$$\begin{aligned} 0 = \mathbb{P}(\emptyset) &= \mathbb{P}(\overline{\Omega}) = \mathbb{P}(\overline{A_1 \cup A_2 \cup \dots \cup A_n}) = \mathbb{P}(\overline{A_1} \cap \overline{A_2} \cap \dots \cap \overline{A_n}) = \\ &= \mathbb{P}(\overline{A_1}) \mathbb{P}(\overline{A_2}) \dots \mathbb{P}(\overline{A_n}) = (1 - \mathbb{P}(A_1))(1 - \mathbb{P}(A_2)) \dots (1 - \mathbb{P}(A_n)) > 0, \end{aligned}$$

ami ellentmondás. A kapott ellentmondás bizonyítja az állításunk helyességét.

18.●S Megoldás. (Egérke és a sajt.) Események:

$$\begin{aligned} A &\doteq \text{ az első folyosó átjárható,} \\ B &\doteq \text{ a második folyosó átjárható,} \\ C &\doteq \text{ a harmadik folyosó átjárható.} \end{aligned}$$

Két megoldást is adunk a feladatra:

I.Mo: A szita formula és a függetlenség felhasználásával kapjuk, hogy

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(A \cup B \cup C) &= \\ &= \mathbb{P}(A) + \mathbb{P}(B) + \mathbb{P}(C) - (\mathbb{P}(A \cap B) + \mathbb{P}(A \cap C) + \mathbb{P}(B \cap C)) + \mathbb{P}(A \cap B \cap C) = \\ &= 3\mathbb{P}(A) - 3\mathbb{P}(A \cap B) + \mathbb{P}(A \cap B \cap C) = 3\mathbb{P}(A) - 3\mathbb{P}(A)\mathbb{P}(B) + \mathbb{P}(A)\mathbb{P}(B)\mathbb{P}(C) = \\ &= 3\mathbb{P}(A) - 3\mathbb{P}(A)^2 + \mathbb{P}(A)^3 = 3 \cdot 0.53^3 - 3 \cdot 0.53^6 + 0.53^9 = 0.3834. \end{aligned}$$

II.Mo: Számolhatunk a komplementer esemény valószínűségére vonatkozó összefüggés felhasználásával is. Ekkor is felhasználjuk a függetlenséget.

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(A \cup B \cup C) &= 1 - \mathbb{P}(\overline{A \cup B \cup C}) = 1 - \mathbb{P}(\overline{A} \cap \overline{B} \cap \overline{C}) = \\ &= 1 - \mathbb{P}(\overline{A}) \mathbb{P}(\overline{B}) \mathbb{P}(\overline{C}) = 1 - (1 - 0.53^3)^3 = 0.3834. \end{aligned}$$

A feladatban látott gondolatmenet alapján kapjuk, hogy ha $\mathcal{A} \doteq \{A_1, A_2, \dots, A_n\}$ teljesen független eseményekből álló eseményrendszer, $\mathcal{B}_i \subseteq \mathcal{A}$ tetszőleges $i = 1, 2, \dots, r$ esetén úgy, hogy

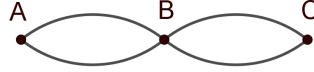
1. $\mathcal{B}_i \neq \emptyset$ tetszőleges $i = 1, 2, \dots, r$ esetén;
2. $\mathcal{B}_j \cap \mathcal{B}_k = \emptyset$, ha $j \neq k$;
3. $\mathcal{B}_1 \cup \mathcal{B}_2 \cup \dots \cup \mathcal{B}_r = \mathcal{A}$;

és a B_i eseményeket

$$B_i = \bigcap \mathcal{B}_i \quad (i = 1, 2, \dots, r)$$

módon definiáljuk, akkor a B_1, B_2, \dots, B_r események teljesen függetlenek.

19.*S Megoldás. (A hó miatt járhatatlan utak I.) Az alábbi ábrán az A, B, C településeket összekötő utak láthatóak.



Vezessük be az alábbi jelöléseket:

$U_{XY} \doteq$ az X városból az Y városba el lehet jutni.

Jelölje továbbá a az A-ból B-be vezető utak járhatóságát U_1 , illetve U_2 ; a B-ből C-be vezető utak járhatóságát U_3 , illetve U_4 ; továbbá $\mathbb{P}(\overline{U_i}) = p$ tetszőleges $i = 1, 2, 3, 4$ esetén. A feladat kétféleképpen is megoldható.

I. Mo: Közvetlenül számoljuk a keresett valószínűséget.

$$\mathbb{P}(U_{AB}|\overline{U_{AC}}) = \frac{\mathbb{P}(U_{AB} \cap \overline{U_{AC}})}{\mathbb{P}(\overline{U_{AC}})}.$$

Érdemes észrevenni, hogy az U_{AB} és U_{BC} események függetlenek, ugyanis:

$$\begin{aligned}\mathbb{P}(\overline{U_{AB}}) &= \mathbb{P}(\overline{U_1} \cap \overline{U_2}) = p^2, \\ \mathbb{P}(\overline{U_{BC}}) &= \mathbb{P}(\overline{U_3} \cap \overline{U_4}) = p^2, \\ \mathbb{P}(\overline{U_{AB}} \cap \overline{U_{BC}}) &= \mathbb{P}((\overline{U_1} \cap \overline{U_2}) \cap (\overline{U_3} \cap \overline{U_4})) = p^4.\end{aligned}$$

Így kapjuk, hogy:

$$\begin{aligned}\mathbb{P}(U_{AB}|\overline{U_{AC}}) &= \frac{\mathbb{P}(U_{AB} \cap \overline{U_{AC}})}{\mathbb{P}(\overline{U_{AC}})} = \frac{\mathbb{P}(U_{AB} \cap \overline{U_{AB}} \cap \overline{U_{BC}})}{\mathbb{P}(\overline{U_{AB}} \cap \overline{U_{BC}})} = \frac{\mathbb{P}(U_{AB} \cap (\overline{U_{AB}} \cup \overline{U_{BC}}))}{1 - \mathbb{P}(U_{AB} \cap U_{BC})} = \\ &= \frac{\mathbb{P}(U_{AB} \cap \overline{U_{BC}})}{1 - \mathbb{P}(U_{AB} \cap U_{BC})} = \frac{(1 - p^2)p^2}{1 - (1 - p^2)^2} = \frac{1 - p^2}{2 - p^2}.\end{aligned}$$

II. Mo: A komplementer esemény valószínűségére vonatkozó összefüggés alapján kapjuk, hogy

$$\begin{aligned}\mathbb{P}(U_{AB}|\overline{U_{AC}}) &= 1 - \mathbb{P}(\overline{U_{AB}}|\overline{U_{AC}}) = 1 - \frac{\mathbb{P}(\overline{U_{AB}} \cap \overline{U_{AC}})}{\mathbb{P}(\overline{U_{AC}})} = 1 - \frac{\mathbb{P}(\overline{U_{AB}})}{\mathbb{P}(\overline{U_{AC}})} = \\ &= 1 - \frac{p^2}{1 - (1 - p^2)^2} = \frac{1 - p^2}{2 - p^2}.\end{aligned}$$

A feladatban látott gondolatmenet alapján kapjuk, hogy ha $\mathcal{A} \doteq \{A_1, A_2, \dots, A_n\}$ teljesen független eseményekből álló eseményrendszer, $\mathcal{B}_i \subseteq \mathcal{A}$ tetszőleges $i = 1, 2, \dots, r$ esetén úgy, hogy

1. $\mathcal{B}_i \neq \emptyset$ tetszőleges $i = 1, 2, \dots, r$ esetén;
2. $\mathcal{B}_j \cap \mathcal{B}_k = \emptyset$, ha $j \neq k$;
3. $\mathcal{B}_1 \cup \mathcal{B}_2 \cup \dots \cup \mathcal{B}_r = \mathcal{A}$;

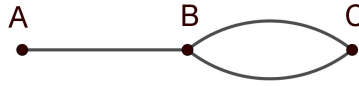
és a B_i eseményeket

$$C_i = \bigcup \mathcal{B}_i \quad (i = 1, 2, \dots, r)$$

módon definiáljuk, akkor a C_1, C_2, \dots, C_r események teljesen függetlenek.

Sőt, a D_1, D_2, \dots, D_r események is teljesen függetlenek, ahol $D_i \in \{B_i, C_i\}$ tetszőleges $i = 1, 2, \dots, r$ esetén, ahol a $\{B_i\}_{i=1}^r$ események az előző feladatot követő megjegyzésben vannak definiálva.

20.S Megoldás. (A hó miatt járhatatlan utak II.)



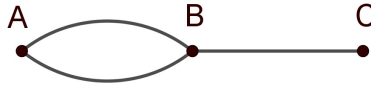
Események:

$U_{XY} \doteq$ az X városból az Y városba el lehet jutni.

Ezúttal a direkt megoldást választjuk, bár lehet, hogy a komplementer esemény valószínűségét egyszerűbb lenne kiszámítani. Az előző feladatban látott módon most is megmutatható, hogy az U_{AB} és U_{BC} események függetlenek. Így kapjuk, hogy:

$$\mathbb{P}(U_{AB} \cap \overline{U_{AC}}) = \frac{\mathbb{P}(U_{AB} \cap \overline{U_{AC}})}{\mathbb{P}(\overline{U_{AC}})} = \frac{\mathbb{P}(U_{AB} \cap \overline{U_{BC}})}{1 - \mathbb{P}(U_{AB} \cap U_{BC})} = \frac{(1-p)p^2}{1 - (1-p)(1-p^2)} = \frac{(1-p)p}{1+p-p^2}.$$

21.S Megoldás. (A hó miatt járhatatlan utak III.)



Események:

$U_{XY} \doteq$ az X városból az Y városba el lehet jutni.

Megint módon számolunk a komplementer esemény valószínűségének a kiszámítása helyett. Az előző feladatban látott módon most is megmutatható, hogy az U_{AB} és U_{BC} események függetlenek. Így kapjuk, hogy:

$$\mathbb{P}(U_{AB} \cap \overline{U_{AC}}) = \frac{\mathbb{P}(U_{AB} \cap \overline{U_{AC}})}{\mathbb{P}(\overline{U_{AC}})} = \frac{\mathbb{P}(U_{AB} \cap \overline{U_{BC}})}{1 - \mathbb{P}(U_{AB} \cap U_{BC})} = \frac{(1-p^2)p}{1 - (1-p^2)(1-p)} = \frac{1-p^2}{1+p-p^2}.$$

22.●S Megoldás. Események:

$A \doteq$ az A játékos talál bele a kosárba, $\mathbb{P}(A) = 0.75$,

$B \doteq$ a B játékos talál bele a kosárba, $\mathbb{P}(B) = 0.72$.

Így a keresett valószínűség:

$$\begin{aligned}\mathbb{P}(5. \text{ dobás után ér véget a játék}) &= (1 - 0.75)(1 - 0.72)(1 - 0.75(1 - 0.72)) \cdot 0.75 = \\ &= (1 - 0.75)^2(1 - 0.72)^2 \cdot 0.75 = \frac{147}{40000} = 3.675 \cdot 10^{-3}.\end{aligned}$$

23.●S Megoldás. A megoldás során felhasználjuk a mértani sor összegképletére vonatkozó jól ismert képletet:

A mértani sor összegképlete:

$$\sum_{k=0}^{\infty} aq^k = \frac{a}{1-q}, \quad \text{ha} \quad |q| < 1.$$

A golyók száma: összesen 30 golyó van, melyek közül 11 fehér, és 19 piros. Így

$$\mathbb{P}(\text{Fehéret húzunk}) \doteq \mathbb{P}(F) = \frac{11}{30}, \quad \mathbb{P}(\text{Pirosat húzunk}) \doteq \mathbb{P}(P) = \frac{19}{30}.$$

Események:

$A_k \doteq$ a k -edik lépésben ér véget a játék,

$P_k \doteq$ a k -edik lépésben pirosat húzunk,

$F_k \doteq$ a k -edik lépésben fehéret húzunk.

Így kapjuk, hogy

$$\begin{aligned}\mathbb{P}(\text{Nem a kezdő húz először pirosat}) &= \mathbb{P}(A_2) + \mathbb{P}(A_4) + \mathbb{P}(A_6) + \dots = \\ &= \mathbb{P}(F_1 \cap P_2) + \mathbb{P}(F_1 \cap F_2 \cap F_3 \cap P_4) + \mathbb{P}(F_1 \cap F_2 \cap F_3 \cap F_4 \cap F_5 \cap P_6) + \dots = \\ &= \mathbb{P}(F) \cdot \mathbb{P}(P) + \mathbb{P}(F)^3 \cdot \mathbb{P}(P) + \mathbb{P}(F)^5 \cdot \mathbb{P}(P) + \dots \\ &= \sum_{k=0}^{\infty} \left(\frac{11}{30} \frac{19}{30} \right) \cdot \left[\left(\frac{11}{30} \right)^2 \right]^k = \frac{11}{30} \cdot \frac{19}{30} \cdot \frac{1}{1 - \left(\frac{11}{30} \right)^2} = \frac{19 \cdot 11}{30^2 - 11^2} = \frac{11}{41} = 0.2683.\end{aligned}$$

Azok számára, akik nem szeretik használni a geometriai sor összegképletét, megmutatjuk, hogy a feladat az összegképlet használata nélkül is megoldható. Ehhez tekintsük az alábbi eseményeket:

$A \doteq$ a kezdő játékos nyer;

$B \doteq$ nem a kezdő játékos nyer.

A $\mathbb{P}(B)$ valószínűséget keressük. Tudjuk, hogy

$$\mathbb{P}(A) = \mathbb{P}(P) + \mathbb{P}(F)^2 \cdot \mathbb{P}(P) + \mathbb{P}(F)^4 \cdot \mathbb{P}(P) + \dots = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{19}{30} \left[\left(\frac{11}{30} \right)^2 \right]^k ;$$

$$\mathbb{P}(B) = \mathbb{P}(F) \cdot \mathbb{P}(P) + \mathbb{P}(F)^3 \cdot \mathbb{P}(P) + \mathbb{P}(F)^5 \cdot \mathbb{P}(P) + \dots = \sum_{k=0}^{\infty} \left(\frac{11}{30} \frac{19}{30} \right) \cdot \left[\left(\frac{11}{30} \right)^2 \right]^k .$$

Mivel

$$1 = \mathbb{P}(A) + \mathbb{P}(B) = \mathbb{P}(A) + \frac{11}{30} \mathbb{P}(A) = \frac{41}{30} \mathbb{P}(A),$$

így $\mathbb{P}(A) = \frac{30}{41}$, amiből kapjuk, hogy

$$\mathbb{P}(B) = 1 - \mathbb{P}(A) = 1 - \frac{30}{41} = \frac{11}{41}.$$

24.● Megoldás. Események:

$A_n \doteq$ az n -edik dobás során nem kapunk dupla hatost,

$B_n \doteq$ az n dobás során egyszer sem kapunk dupla hatost.

Tetszőleges $n \in \mathbb{Z}_+$) esetén. Így

$$\mathbb{P}(A_n) = 1 - \mathbb{P}(\overline{A_n}) = 1 - \frac{1}{36} = \frac{35}{36}.$$

Felhasználva a függetlenséget kapjuk, hogy

$$\mathbb{P}(B_n) = \mathbb{P}(A_1 \cap \dots \cap A_n) = \mathbb{P}(A_1) \dots \mathbb{P}(A_n) = \mathbb{P}(A_1)^n = \left(\frac{35}{36} \right)^n \leq 0.36.$$

Exponenciális egyenlőtlenséget kell megoldanunk:

$$\ln \left(\left(\frac{35}{36} \right)^n \right) \leq \ln(0.36), \quad n \ln \left(\frac{35}{36} \right) \leq \ln(0.36), \quad n \geq \frac{\ln(0.36)}{\ln(\frac{35}{36})} = 36.27.$$

Legalább 37-szer kell feldobni a kockát.

25. Megoldás. Események:

$A \doteq$ az első lottószelvényen van egy legalább 2-es találatom ,

$B \doteq$ a második lottószelvényen van egy legalább 2-es találatom .

Ekkor

$$\mathbb{P}(A) = \mathbb{P}(B) = 1 - \mathbb{P}(\overline{A}) = 1 - \frac{\binom{5}{0}\binom{85}{5} + \binom{5}{1}\binom{85}{4}}{\binom{90}{5}} = 0.0233.$$

A szita-formula és a függetlenség alapján kapjuk, hogy

$$\begin{aligned}\mathbb{P}(A \cup B) &= \mathbb{P}(A) + \mathbb{P}(B) - \mathbb{P}(A \cap B) = \mathbb{P}(A) + \mathbb{P}(B) - \mathbb{P}(A)\mathbb{P}(B) = \\ &= 2\mathbb{P}(A) - (\mathbb{P}(A))^2 = \mathbb{P}(A)[2 - \mathbb{P}(A)] = 0.4060.\end{aligned}$$

4. Gyakorlat

Valószínűségi változók (diszkrét eset), Várható érték és szórásnégyzet

Rövid elméleti összefoglaló

1. Valószínűségi változók

Valószínűségi változó: Legyen $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ egy Kolmogorov-féle valószínűségi mező. Egy $\xi : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ függvényt **valószínűségi változónak** nevezünk, ha

$$(\xi < x) \doteq \{\omega \in \Omega \mid \xi(\omega) < x\} \in \mathcal{F} \quad (x \in \mathbb{R}),$$

azaz a ξ nívóhalmazai események.

Érdemes megjegyezni, hogyha ξ tetszőleges valószínűségi változó, akkor

$$(\xi = x) \doteq \{\omega \in \Omega \mid \xi(\omega) = x\} \in \mathcal{F}$$

tetszőleges $x \in \mathbb{R}$ esetén.

Az alkalmazás szempontjából a legfontosabb valószínűségi változók a diszkrét és az abszolút folytonos valószínűségi változók. Ebben a fejezetben csak a diszkrét valószínűségi változókkal foglalkozunk.

Valószínűségi változó eloszlásfüggvénye: Legyen ξ egy tetszőleges valószínűségi változó. Az $\mathbb{F}_\xi : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$

$$\mathbb{F}_\xi(x) \doteq \mathbb{P}(\xi < x) \quad (x \in \mathbb{R})$$

módon definiált függvényt a ξ valószínűségi változó **eloszlásfüggvényének** nevezzük. Ebből a definícióból is látszik, hogy minden valószínűségi változónak van eloszlásfüggvénye.

Az eloszlásfüggvény tulajdonságai: Az \mathbb{F}_ξ eloszlásfüggvény

1. Monoton növekvő;
2. Balról folytonos;
3. $\lim_{x \rightarrow -\infty} \mathbb{F}_\xi(x) = 0, \quad \lim_{x \rightarrow +\infty} \mathbb{F}_\xi(x) = 1.$

2. Diszkrét valószínűségi változók

Egy X halmazt **megszámlálhatónak** nevezünk, ha véges, vagy megszámlálhatóan végtelen. Ez utóbbi azt jelenti, hogy X elemei és \mathbb{Z}_+ elemei között létezik kölcsönösen egyértelmű megfeleltetés. Tehát röviden egy X halmazt megszámlálhatónak nevezünk, ha elemei (véges, vagy végtelen) sorozatba rendezhetők.

A diszkrét valószínűségi változó: Azt mondjuk, hogy a ξ **valószínűségi változó diszkrét**, ha értékkészlete megszámlálható. Egy diszkrét valószínűségi változó értékkészletét

$$\mathbb{R}_\xi \doteq \{x_1, x_2, \dots\}$$

módon jelöljük.

Ha ξ egy diszkrét valószínűségi változó, akkor a

$$p_1 \doteq \mathbb{P}(\xi = x_1), \quad p_2 \doteq \mathbb{P}(\xi = x_2), \quad \dots$$

valós számsorozatot (vagy még inkább az $x_i \mapsto p_i$ ($i = 1, 2, \dots$) függvényt) a ξ valószínűségi változó **eloszlásának** a nevezzük.

Érdemes megjegyezni, hogyha ξ egy olyan diszkrét valószínűségi változó, amely csak véges sok értéket vesz fel, akkor az eloszlásfüggvénye egy olyan balról folytonos lépcsős függvény, amely minden x_i helyen p_i értéket ugrik.

A diszkrét valószínűségi változó tulajdonságai: Ha ξ egy diszkrét valószínűségi változó p_1, p_2, \dots eloszlással, akkor

1. $p_n \geq 0$ minden $n = 1, 2, \dots$ esetén;
2. $\sum_i p_i = 1$,

azaz diszkrét valószínűségi változó eloszlása nemnegatív, 1 összegű valós számok sorozata.

3. Diszkrét valószínűségi változó várható értéke

A ξ diszkrét valószínűségi változó várható értékének az

$$\mathbb{E}(\xi) \doteq \sum_i x_i p_i = \sum_i x_i \mathbb{P}(\xi = x_i)$$

módon definiált valós számot nevezzük, amennyiben a definícióban szereplő numerikus sor abszolút konvergens.

Valószínűségi változók összegét és skalár szorosát pontonként értelmezzük. Kicsit részletesebben, ha $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ egy Kolmogorov-féle valószínűségi mező, $\xi, \eta : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ valószínűségi változók; $c \in \mathbb{R}$, akkor a $\xi + \eta$, $c\xi : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ függvényeket

$$(\xi + \eta)(\omega) \doteq \xi(\omega) + \eta(\omega), \quad (c\xi)(\omega) \doteq c \cdot \xi(\omega)$$

módon definiáljuk. Viszonylag könnyen látható, valószínűségi változók összege és skalár szorosa szintén valószínűségi változó. Ezekkel a műveletekkel a $\{\xi : \Omega \rightarrow \mathbb{R} \mid \xi \text{ valószínűségi változó}\}$ egy valós számok teste feletti vektortér.

Azt is érdemes megjegyezni, hogyha c egy valós szám, akkor a $\xi + c : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$

$$(\xi + c)(\omega) \doteq \xi(\omega) + c \quad (\omega \in \Omega)$$

módon definiált függvény szintén valószínűségi változó.

A várható értéke tulajdonságai: Legyenek ξ, η valószínűségi változók; c egy valós szám. A várható érték a következő tulajdonságokkal rendelkezik:

1. **Additív**, azaz

$$\mathbb{E}(\xi + \eta) = \mathbb{E}(\xi) + \mathbb{E}(\eta),$$

ami úgy értendő, hogyha a ξ és η valószínűségi változóknak van várható értékük, akkor a $\xi + \eta$ valószínűségi változónak is van várható értéke, és az összeg várható értéke egyenlő a várható értékek összegével.

2. **Homogén**, azaz

$$\mathbb{E}(c\xi) = c\mathbb{E}(\xi),$$

ami úgy értendő, hogyha a ξ valószínűségi változóknak van várható értéke, akkor a $c\xi$ valószínűségi változónak is van várható értéke és a várható érték jele mögül a skalár szorzó kihozható.

3. **Eltolással kapcsolatos tulajdonság**

$$\mathbb{E}(\xi + c) = \mathbb{E}(\xi) + c,$$

ami úgy értendő, hogyha a ξ valószínűségi változóknak van várható értéke, akkor a $\xi + c$ valószínűségi változónak is van várható értéke és ebben esetben a várható érték kiszámítására alkalmazható a fenti összefüggés.

A fenti 1. és 2. tulajdonság azt jelenti, hogy a várható érték lineáris. A várható érték tulajdonságainak felsorolásakor nem véletlenül maradt ki a "diszkrét" jelző, ugyanis a várható érték fenti három tulajdonsága általános érvényű, tetszőleges valószínűségi változók esetén érvényes.

A transzformációs szabály diszkrét valószínűségi változó esetén: Legyen ξ egy olyan diszkrét valószínűségi változó, amelynek van várható értéke, $g : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ egy ("elég jó") függvény, azaz $g(\xi)$ is egy valószínűségi változó és $g(\xi)$ -nek is van várható értéke. Ekkor a $g(\xi)$ valószínűségi változó várható értéke

$$\mathbb{E}(g(\xi)) = \sum_i g(x_i) p_i$$

módon számolható.

Az "elég jó" függvény konkrétan azt jelenti, hogy g Borel-mérhető, de a céljainknak az is megfelel, ha folytonos. A folytonos függvények Borel mérhetőek.

A $g(\xi) : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ függvény

$$g(\xi)(\omega) \doteq g(\xi(\omega)) \quad (\omega \in \Omega)$$

módon van definiálva.

Könnyen látható, hogyha ξ egy valószínűségi változó, g egy Borel-mérhető függvény, akkor a $g(\xi)$ is egy valószínűségi változó.

A transzformációs formula azt fejezi ki, hogy a $g(\xi)$ várható értékének a kiszámolásához nem kell meghatároznunk a $g(\xi)$ valószínűségi változó eloszlását, az $\mathbb{E}(g(\xi))$ a ξ eloszlása alapján számolható.

4. Valószínűségi változó szórásnégyzete

Valószínűségi változó szórásnégyzete: A ξ valószínűségi változó **szórásnégyzetének** a

$$\mathbb{D}^2(\xi) \doteq \mathbb{E}(\xi - \mathbb{E}(\xi))^2$$

módon definiált valós számot nevezzük, amennyiben a definícióban szereplő numerikus sor abszolút konvergens.

Valószínűségi változó szórása: Ha ξ egy olyan valószínűségi változó, amelynek van szórásnégyzete, akkor a

$$\mathbb{D}(\xi) \doteq \sqrt{\mathbb{D}^2(\xi)}$$

módon definiált számot a ξ valószínűségi változó **szórásának** nevezzük.

Valószínűségi változó szórásnégyzetének a kiszámítása: A ξ valószínűségi változó szórásnégyzetét a várható érték linearitása miatt célszerű az

$$\mathbb{D}^2(\xi) \doteq \mathbb{E}(\xi^2) - [\mathbb{E}(\xi)]^2$$

módon számolni. Az $\mathbb{E}(\xi^2)$ számot a ξ valószínűségi változó **második momentumának** nevezzük. Az $\mathbb{E}(\xi^2)$ diszkrét esetben például a transzformációs szabály alapján

$$\mathbb{E}(\xi^2) = \sum_i x_i^2 p_i$$

módon számolható.

A szórásnégyzet tulajdonságai: A szórásnégyzet

1. **Négyzetesen homogén**, azaz

$$\mathbb{D}^2(c\xi) = c^2\mathbb{D}^2(\xi),$$

ami úgy értendő, hogyha a ξ valószínűségi változónak van szórásnégyzete, akkor a $c\xi$ valószínűségi változónak is van tetszőleges $c \in \mathbb{R}$ esetén és érvényes a fenti formula.

2. **Transzláció invariáns**, azaz

$$\mathbb{D}^2(\xi + c) = \mathbb{D}^2(\xi),$$

ami úgy értendő, hogyha a ξ valószínűségi változónak van szórásnégyzete, akkor a $\xi + c$ valószínűségi változónak is van tetszőleges $c \in \mathbb{R}$ esetén és érvényes a fenti formula.

Érdemes megjegyezni, hogy a szórásnégyzet általában nem additív, azonban bizonyos esetekben igen. Például, ha ξ_1 és ξ_2 olyan független valószínűségi változók amelyeknek van szórásnégyzete, akkor a $\xi_1 + \xi_2$ valószínűségi változónak is van szórásnégyzete és

$$\mathbb{D}^2(\xi_1 + \xi_2) = \mathbb{D}^2(\xi_1) + \mathbb{D}^2(\xi_2),$$

azaz független esetben az összeg szórásnégyzete egyenlő a szórásnégyzetek összegével.

A valószínűségi változók függetlenségét a későbbiekben fogjuk definiálni. Érdemes azonban megjegyezni, hogy a szórásnégyzet additivitásához elegendő, ha a ξ_1 és a ξ_2 valószínűségi változók korrelálatlanok. Valószínűségi változók korrelálatlansága azt jelenti, hogy szorzatuk várható értéke egyenlő a várható értékük szorzatával. A korrelálatlanság gyengébb tulajdonság, mint a függetlenség, azaz ha két valószínűségi változó független, akkor korrelálatlan.

5. Matematikai eszközök (generátorfüggvény)

Legyen $f(z) \doteq \sum_{n=1}^{\infty} a_n z^n$ egy valós (vagy komplex) együtthatós, valós (vagy komplex) változós hatványsor. Defináljuk az $r \in \mathbb{R}$ számot

$$r \doteq \begin{cases} 0, & \text{ha } \limsup_{n \rightarrow \infty} \sqrt[n]{|a_n|} = +\infty; \\ \frac{1}{\limsup_{n \rightarrow \infty} \sqrt[n]{|a_n|}}, & \text{ha } \limsup_{n \rightarrow \infty} \sqrt[n]{|a_n|} > 0; \\ +\infty, & \text{ha } \limsup_{n \rightarrow \infty} \sqrt[n]{|a_n|} = 0; \end{cases}$$

módon. Ekkor r -et a hatványsor **konvergenciasugarának** nevezzük.

A Cauchy-Hadamard Tétel. Az $f(z) \doteq \sum_{n=1}^{\infty} a_n z^n$ hatványsor az origó körüli r sugarú körlap belsejében, azaz a

$$B(0, r) \doteq \{z \in \mathbb{R} \mid |z| < r\} \quad (\text{ vagy } B(0, r) \doteq \{z \in \mathbb{C} \mid |z| < r\})$$

halmaz pontjaiban abszolút konvergens és akárhányszor differenciálható. A differenciálás tagonként végezhető, azaz

$$f^{(k)}(z) = \sum_{n=k}^{\infty} (n)_k a_n z^{n-k} \quad (x \in B(0, r)).$$

Semmit sem tudunk mondani a hatványsor konvergenciájáról a $B(0, r)$ körlemez határpontjaiban, a külső pontokban a hatványsor divergens.

Diszkrét valószínűségi változó generátorfüggvénye: A generátorfüggvény egy olyan matematikai segédeszköz, amely sok esetben segít a diszkrét valószínűségi változó várható értékének és szórásnégyzetének a meghatározásában.

Legyen ξ egy diszkrét valószínűségi változó úgy, hogy $\mathcal{R}_\xi \subseteq \mathbb{Z}_+ \cup \{0\}$, azaz a ξ csak nemnegatív egész értékeket vesz fel. Defináljuk a $G_\xi : D \subseteq \mathbb{C} \rightarrow \mathbb{C}$ függvényt

$$G_\xi(z) \doteq \sum_{k \in \mathcal{R}_\xi} p_k z^k = \sum_{k \in \mathcal{R}_\xi} \mathbb{P}(\xi = k) z^k \quad (z \in D)$$

módon. Ez a függvény egy komplex változós függvényt, azon belül is hatványsor.

A $\mathcal{R}_\xi \subseteq \mathbb{Z}_+ \cup \{0\}$ feltételnek csupán annyi a szerepe hogyha $\mathcal{R}_\xi \subseteq \mathbb{Z}_+ \cup \{0\}$ és \mathcal{R}_ξ végtelen, akkor G_ξ egy hatványsor, így alkalmazható rá a Cauchy-Hadamard Tétel, melynek segítségével meghatározható a konvergencia tartománya, azaz a G_ξ függvény értelmezési tartománya és a tagonkénti differenciálhatósága. Ha azonban a ξ valószínűségi változó véges értékészletű, akkor az $\mathcal{R}_\xi \subseteq \mathbb{Z}_+ \cup \{0\}$ feltétel felesleges és a Cauchy-Hadamard Tétel sem alkalmazható.

Azt a tényt, hogy a G_ξ függvény komplex számokra is értelmezve van, egyáltalán nem fogjuk kihasználni.

Érdekes még megjegyezni, hogy a G_ξ függvény esetén a Cauchy-Hadamard Tételben szereplő $r = 0$ eset nem állhat elő, mivel $G_\xi(1) = \sum_i p_i = 1$, ez a hatványsor abszolút konvergens, így $r \geq 1$, de gyakori az $r > 1$ eset.

Amennyiben a ξ valószínűségi változónak létezik várható értéke, az a generátorfüggvény segítségével

$$\mathbb{E}(\xi) = G'_\xi(1)$$

módon számolható.

Amennyiben a ξ valószínűségi változónak létezik a szórásnégyzete, az a generátorfüggvény segítségével

$$\mathbb{D}^2(\xi) = G'_\xi(1) + G''_\xi(1) - [G'_\xi(1)]^2$$

módon számolható.

A generátorfüggvény különösen akkor alkalmazható jól a várható érték, illetve a szórásnégyzet meghatározására, ha a generátorfüggvényt, azaz a definícióban szereplő hatványsor

összegfüggvényét explicit alakban ismerjük. Például ilyenek a binomiális, illetve Poisson eloszlású valószínűségi változók generátorfüggvényei.

A generátorfüggvény definiálásához még arra sincs szükség, hogy a valószínűségi változó diszkrét legyen. A $z \mapsto G_\xi(z)$ függvény definiálható $G_\xi(z) \doteq \mathbb{E}(z^\xi)$ módon azokra a z számokra, amelyekre az $\mathbb{E}(z^\xi)$ várható érték értelmezve van.

7. Példák

Példa. Legyen $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ egy klasszikus valószínűségi mező, ahol $\Omega \doteq \{a, b, c, d\}$. Definiáljuk a $\xi : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ valószínűségi változót az alábbi táblázat segítségével:

ω	a	b	c	d
$\xi(\omega)$	5	1	5	2

Ekkor a ξ értékkészlet $\mathcal{R}(\xi) = \{1, 2, 5\}$.

A ξ eloszlása:

$$\begin{aligned} (\xi = 1) = \{b\} &\implies p_1 = \mathbb{P}(\xi = 1) = \mathbb{P}\{b\} = \frac{1}{4} = 0.25, \\ (\xi = 2) = \{d\} &\implies p_2 = \mathbb{P}(\xi = 2) = \mathbb{P}\{d\} = \frac{1}{4} = 0.25, \\ (\xi = 5) = \{a, c\} &\implies p_3 = \mathbb{P}(\xi = 5) = \mathbb{P}\{a, c\} = \frac{2}{4} = 0.5. \end{aligned}$$

x_k	1	2	5
p_k	0.25	0.25	0.5

Így kapjuk, hogy

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(\xi) &= 1 \cdot 0.25 + 2 \cdot 0.25 + 5 \cdot 0.5 = 3.25; \\ \mathbb{E}(\xi^2) &= 1^2 \cdot 0.25 + 2^2 \cdot 0.25 + 5^2 \cdot 0.5 = 13.75; \\ \mathbb{D}^2(\xi) &= \mathbb{E}(\xi^2) - [\mathbb{E}(\xi)]^2 = 3,1875. \end{aligned}$$

Csak azért, hogy lássuk a generátorfüggvény működését, most a várható értéket és a szórásnégyzetet kiszámítjuk a generátorfüggvény segítségével is.

$$\begin{aligned} G_\xi(z) &= 0.25z + 0.25z^2 + 0.5z^5, \\ G'_\xi(z) &= 0.25 + 0.25 \cdot 2 \cdot z + 0.5 \cdot 5 \cdot z^4 \implies \\ &\implies \mathbb{E}(\xi) = G'_\xi(1) = 0.25 + 0.25 \cdot 2 \cdot 1 + 0.5 \cdot 5 \cdot 1 = 3.25, \\ G''_\xi(z) &= 0.25 \cdot 2 + 0.5 \cdot 5 \cdot 4 \cdot z^3 \implies \\ &\implies G''_\xi(1) = 0.25 \cdot 2 \cdot 1 + 0.5 \cdot 5 \cdot 4 \cdot 1 = 10.5 \implies \\ \mathbb{D}^2(\xi) &= G'_\xi(1) + G''_\xi(1) - [G'_\xi(1)]^2 = 3.25 + 10.5 - 3.25^2 = 3.1875. \end{aligned}$$

Példa Kockával dobunk. Számoljuk ki a dobott szám-mint valószínűségi változó - várható értékét és szórásnégyzetét.

Mo.: Jelölje ξ a dobott számot. $\Omega = \{1, 2, 3, 4, 5, 6\}$, a $\xi : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ függvény értékei: $\xi(1) = 1$, $\xi(2) = 2, \dots, \xi(6) = 6$. A ξ eloszlása:

x_i	1	2	3	4	5	6
p_i	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{6}$

A így kapjuk, hogy:

$$\begin{aligned}\mathbb{E}(\xi) &= 1 \cdot \frac{1}{6} + 2 \cdot \frac{1}{6} + 3 \cdot \frac{1}{6} + 4 \cdot \frac{1}{6} + 5 \cdot \frac{1}{6} + 6 \cdot \frac{1}{6} = \frac{1}{6}(1 + 2 + \dots + 6) = \frac{7}{2} = 3.5, \\ \mathbb{E}(\xi^2) &= 1^2 \cdot \frac{1}{6} + 2^2 \cdot \frac{1}{6} + 3^2 \cdot \frac{1}{6} + 4^2 \cdot \frac{1}{6} + 5^2 \cdot \frac{1}{6} + 6^2 \cdot \frac{1}{6} = \frac{1}{6}(1^2 + 2^2 + \dots + 6^2) = \frac{91}{6}, \\ \mathbb{D}^2(\xi) &= \mathbb{E}(\xi^2) - [\mathbb{E}]^2 = \frac{91}{6} - \left(\frac{7}{2}\right)^2 = \frac{35}{12} = 2.9167.\end{aligned}$$

Példa Két kockával dobunk, egy pirossal és egy késsel. Számoljuk ki a dobott számok összegének a várható értékét és szórásnégyzetét.

Mo.: Jelölje ξ_1 a piros, ξ_2 a kék dobókockával dobott számot. Legyen $\eta = \xi_1 + \xi_2$. A várható érték additivitása alapján kapjuk, hogy

$$\mathbb{E}(\eta) = \mathbb{E}(\xi_1 + \xi_2) = \mathbb{E}(\xi_1) + \mathbb{E}(\xi_2) = 3.5 + 3.5 = 7.$$

Mivel a ξ_1 és ξ_2 valószínűségi változók függetlenek (intuíció alapján, mivel a dobókockák esés közben nem beszélik meg egymással, hogy melyik lapjukra essenek), ezért a szórásnégyzetek összeadódnak, így kapjuk, hogy

$$\mathbb{D}^2(\eta) = \mathbb{D}^2(\xi_1 + \xi_2) = \mathbb{D}^2(\xi_1) + \mathbb{D}^2(\xi_2) = \frac{35}{12} + \frac{35}{12} = 5.8333.$$

Feladatok**Várható érték és szórásnégyzet**

1.●S Feladat. Az A és B játékos felváltva dob kosárra (A kezd). Az A játékos 0.51 , míg B 0.39 valószínűséggel talál a kosárba. A játék maximum 4 dobásig tart, de azonnal befejeződik, ha valamelyik játékos beletalált a kosárba. Számítsa ki a játékbeli dobások számának várható értékét!

2.●S Feladat. Egy lezser hallgató maximum négyszer jöhet el vizsgázni, és minden vizsgán 0.25 valószínűséggel megy át. Hányszor vizsgázik átlagban egy lezser hallgató?

3.●S Feladat. Egy játékban a játékos és a bankár is megpörgeti a rulettet. (A ruletten az $1, 2, \dots, 7$ számok vannak.) A játékos akkor nyer, ha nagyobb számot pörget, mint a bankár. A játékos nyérése esetén 1800 Ft nyereményt kap. Mennyit kellene a játékosnak minden pörgetése előtt befizetnie, hogy játékonként átlagosan 200 Ft haszna legyen a banknak?

4.●S Feladat. Egy dobozban 24 piros és 14 kék golyó van. A dobozból visszatevés nélkül kihúzzunk 3 golyót. Várhatóan hány piros golyót húzunk ki?

Megoldások

1.●S Megoldás. Jelölje ξ a dobások számát.

$$\mathbb{P}(A \text{ talál}) = 0.51, \quad \mathbb{P}(B \text{ talál}) = 0.39.$$

Ekkor a ξ diszkrét valószínűségi változó eloszlása:

$$\begin{aligned} x_1 &= 1, & p_1 &= 0.51, \\ x_2 &= 2, & p_2 &= (1 - 0.51) \cdot 0.39 = 0.1911, \\ x_3 &= 3, & p_2 &= (1 - 0.51) \cdot (1 - 0.39) \cdot 0.51 = 0.152439, \\ x_4 &= 4, & p_2 &= (1 - 0.51) \cdot (1 - 0.39) \cdot 1 - 0.51 = (1 - 0.51)^2 \cdot (1 - 0.39) = 0.146461. \end{aligned}$$

Így

$$\mathbb{E}(\xi) = 1 \cdot 0.51 + 2 \cdot 0.1911 + 3 \cdot 0.152439 + 4 \cdot 0.146461 = 1.9354.$$

2.●S Megoldás. Jelölje ξ a vizsgák számát és jelölje A azt az eseményt, hogy a lezser hallgató átmegy egy adott vizsgán. Ekkor $\mathbb{P}(A) = 0.25$. A ξ diszkrét valószínűségi változó eloszlása:

$$\begin{aligned} x_1 &= 1, & p_1 &= 0.25, \\ x_2 &= 2, & p_2 &= 0.75 \cdot 0.25, \\ x_3 &= 3, & p_2 &= 0.75^2 \cdot 0.25, \\ x_4 &= 4, & p_2 &= 0.75^3. \end{aligned}$$

Így

$$\mathbb{E}(\xi) = 1 \cdot 0.25 + 2 \cdot 0.75 \cdot 0.25 + 3 \cdot 0.75^2 \cdot 0.25 + 4 \cdot 0.75^3 = \frac{175}{64} = 2.7344.$$

3.●S Megoldás. Jelölje J azt az eseményt, hogy a játékos nyer, B azt az eseményt, hogy a bank nyer. A $\mathbb{P}(J)$ valószínűség úgy számolható ki, hogy gondolatban táblázatba foglaljuk a pörgetés lehetséges kimeneteleit, úgy, hogy a sorok a játékos, az oszlopok a bank pörgetéseit jelölik. A játékos a főátló alatti cellákhoz tartozó kimenetek esetén nyer. Így

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(J) &= \frac{7 \cdot 7 - 7}{7 \cdot 7} = \frac{7 \cdot 7 - 7}{2 \cdot 7 \cdot 7} = \frac{3}{7}, \\ \mathbb{P}(B) &= 1 - \frac{3}{7} = \frac{4}{7}. \end{aligned}$$

x forintot kell a játékosnak befizetnie. A ξ valószínűségi változó jelöli a bank nyereségét. A ξ eloszlása:

x_i	x	$x - 1800$
p_i	$\frac{4}{7}$	$\frac{3}{7}$

Így $200 = \mathbb{E}(\xi) = \frac{4}{7}x + \frac{3}{7}(x - 1800)$, amiből kapjuk, hogy

$$1400 = 4x + 3(x - 1800), \quad x = \frac{1400 + 5400}{7} = 971.4286.$$

4.●S Megoldás. Jelölje ξ a kihúzott piros golyók számát. Ekkor ξ eloszlása:

x_i	0	1	2	3
p_i	$\frac{\binom{24}{0}\binom{14}{3}}{\binom{38}{3}}$	$\frac{\binom{24}{1}\binom{14}{2}}{\binom{38}{3}}$	$\frac{\binom{24}{2}\binom{14}{1}}{\binom{38}{3}}$	$\frac{\binom{24}{3}\binom{14}{0}}{\binom{38}{3}}$

Így

$$\mathbb{E}(\xi) = 0 \cdot \frac{\binom{24}{0}\binom{14}{3}}{\binom{38}{3}} + 1 \cdot \frac{\binom{24}{1}\binom{14}{2}}{\binom{38}{3}} + 2 \cdot \frac{\binom{24}{2}\binom{14}{1}}{\binom{38}{3}} + 3 \cdot \frac{\binom{24}{3}\binom{14}{0}}{\binom{38}{3}} = \frac{36}{19} = 1.8947.$$

Ez az eredmény úgy is megkapható, hogyha tudjuk, hogy ξ hipergeometrikus eloszlású valószínűségi változó $N = 38$, $s = 14$, $n = 3$ paraméterekkel. Ekkor

$$\mathbb{E}(\xi) = n \frac{s}{N} = 3 \cdot \frac{14}{38} = \frac{36}{19} = 1.8947.$$

5. Gyakorlat

Nevezetes diszkrét eloszlások: Bernoulli, binomiális, hipergeometrikus, geometriai, Poisson; Abszolút folytonos valószínűségi változók

Rövid elméleti összefoglaló Az alábbi nevezetes diszkrét valószínűségi változókkal fogunk megismerkedni:

1. Bernoulli;
2. Binomiális;
3. Hipergeometrikus;
4. Geometriai;
5. Poisson.

1. A Bernoulli eloszlás

Feldobunk egy érmét. Jelölje F azt az eseményt, hogy fejet dobunk, I azt, hogy írást. Legyen

$$\mathbb{P}(F) = p, \quad \mathbb{P}(I) = 1 - p \doteq q.$$

Jelölje ξ a fejdobások számát. Ekkor a ξ valószínűségi változó a 0 és az 1 értékeket veheti fel. A ξ eloszlása:

x_i	0	1
p_i	q	p

Ekkor a ξ várható értékét és szórásnégyzetét

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(\xi) &= 0 \cdot q + 1 \cdot p = p, \\ \mathbb{E}(\xi^2) &= 0^2 \cdot q + 1^2 \cdot p = p, \\ \mathbb{D}^2(\xi) &= \mathbb{E}(\xi^2) - [\mathbb{E}(\xi)]^2 = p - p^2 = p(1 - p) = pq \end{aligned}$$

módon számolható.

2. A binomiális eloszlás

Jelölje ξ egy p valószínűségű A esemény bekövetkezéseinek a számát n számú független kísérlet esetén. Ekkor azt mondjuk, hogy ξ binomiális eloszlású n és p paraméterekkel, amit $\xi \sim B(n, p)$ módon jelölünk. Ekkor a ξ eloszlása

$$p_k = \mathbb{P}(\xi = k) = \binom{n}{k} p^k q^{n-k} \quad (k = 0, 1, \dots, n).$$

A ξ várható értéke és szórásnégyzete

$$\mathbb{E}(\xi) = np, \quad \mathbb{D}^2(\xi) = npq.$$

A golyóhúzás urnából visszatevéssel, ha ξ jelöli a kihúzott piros golyók számát binomiális eloszlású n és $p = \frac{s}{N}$ paraméterekkel, ahol N jelöli a golyók számát, s a piros golyók számát, $N - s$ a fehér golyók számát, n golyót húzunk, amelyek között k piros golyó van.

Legyen $p \in (0, 1)$, és $q \doteq 1 - p$. A binomiális tétel alapján kapjuk, hogy

$$1 = (p + q)^n = \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} p^k q^{n-k},$$

a szumma jel mögött éppen egy $\xi \sim B(n, p)$ valószínűségi változó eloszlásának a tagjai állnak. Innen származik az eloszlás neve.

3. A hipergeometrikus eloszlás

Golyót húzunk urnából visszatevés nélkül. Jelölje ξ jelöli a kihúzott piros golyók számát. Ekkor azt mondjuk, hogy a ξ valószínűségi változó hipergeometrikus eloszlású. A hipergeometrikus eloszlás a következő paraméterektől függ: N jelöli a golyók számát, s a piros golyók számát, $N - s$ a fehér golyók számát, n golyót húzunk, amelyek között k piros golyó van. Mivel a golyókat a húzásokat követően nem tesszük vissza az urnába, ezért kell teljesülnie a $n \leq N$ feltételnek.

A ξ valószínűségi változó eloszlása:

$$p_k = \mathbb{P}(\xi = k) = \frac{\binom{s}{k} \binom{N-s}{n-k}}{\binom{N}{n}} \quad (\max\{0, n - (N - s)\} \leq k \leq \min\{s, n\}).$$

A ξ várható értéke és szórásnégyzete

$$\mathbb{E}(\xi) = n \frac{s}{N}, \quad \mathbb{D}^2(\xi) = n \frac{N-s}{N-1} \frac{s}{N} \left(1 - \frac{s}{N}\right).$$

4. A geometriai eloszlás

Független kísérletek sorozatát figyeljük. Jelölje ξ azt a számot, hogy egy p valószínűségű A esemény hányadik kísérlet során következik be először. Ekkor ξ -t p paraméterű geometriai eloszlásnak nevezzük.

A ξ valószínűségi változó eloszlása:

$$p_k = \mathbb{P}(\xi = k) = pq^{k-1} \quad (k \in \mathbb{Z}_+).$$

A ξ várható értéke és szórásnégyzete

$$\mathbb{E}(\xi) = \frac{1}{p}, \quad \mathbb{D}^2(\xi) = \frac{q}{p^2}.$$

Legyen $p \in (0, 1)$, és $q \doteq 1 - p$. A mértani sor összegképletére vonatkozó összefüggés alapján kapjuk, hogy

$$\sum_{k=1}^{\infty} pq^{k-1} = \frac{p}{1-q} = 1.$$

A szumma jel mögött éppen egy p paraméterű geometriai eloszlás tagjai állnak. Innen származik az eloszlás neve.

5. A Poisson eloszlás

Legyen $\lambda > 0$ egy rögzített valós szám. Azt mondjuk, hogy a ξ valószínűségi változó Poisson eloszlású λ paraméterrel, ha eloszlása:

$$p_k = \mathbb{P}(\xi = k) = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} \quad (k = 0, 1, 2, \dots).$$

A ξ várható értéke és szórásnégyzete

$$\mathbb{E}(\xi) = \mathbb{D}^2(\xi) = \lambda.$$

Az exponenciális függvény Taylor sora

$$e^x = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{x^k}{k!} \quad (x \in \mathbb{R}).$$

Írjuk x helyére λ -t, mindkét oldalt osszuk el e^λ -nal, majd az $e^{-\lambda}$ -t vigyük be a szumma jel mögé. Így kapjuk, hogy

$$1 = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}.$$

Érdemes észrevenni, hogy a szumma jel mögött éppen egy λ paraméterű Poisson eloszlás tagjai állnak. Ebből már lehet sejteni, hogy a Poisson eloszlásnak lesz köze az exponenciális eloszláshoz. A két eloszlás közötti kapcsolatot Poisson folyamatok című részben fogjuk leírni.

Abszolút folytonos valószínűségi változók

Egy ξ valószínűségi változót abszolút folytonosnak nevezünk, ha létezik hozzá olyan $f_\xi : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ függvény, amellyel

$$\mathbb{F}_\xi(x) = \int_{-\infty}^x f_\xi(t) dt \quad (x \in \mathbb{R}).$$

Az f_ξ függvényt a ξ valószínűségi változó **sűrűségfüggvényének** nevezzük. Tehát minden valószínűségi változónak van eloszlásfüggvénye, de csak az abszolút folytonos valószínűségi változónak van sűrűségfüggvényük.

A sűrűségfüggvény tulajdonságai Ha az f_ξ függvény a ξ abszolút folytonos valószínűségi változó sűrűségfüggvénye, akkor az f_ξ függvény rendelkezik a következő tulajdonságokkal:

1. Nemnegatív;
2. Folytonos;
3. $\int_{-\infty}^{+\infty} f_\xi(t) dt = 1$.

Érdemes megjegyezni, hogyha a ξ valószínűségi változót abszolút folytonos, akkor az \mathbb{F}_ξ függvény folytonos, továbbá a sűrűségfüggvény az eloszlásfüggvényből

$$f_\xi(x) = \mathbb{F}'_\xi(x) \quad (x \in \mathbb{R})$$

módon számolható.

Intervallumba esés valószínűsége Ha ξ egy abszolút folytonos valószínűségi változó, $-\infty \leq a < b \leq +\infty$, akkor

$$\mathbb{P}(\xi \in (a, b)) = \int_a^b f_\xi(x) dx = \mathbb{F}_\xi(b) - \mathbb{F}_\xi(a).$$

Ez a formula nem érzékeny arra, hogy az intervallum végpontjai hozzátartoznak, vagy nem tartoznak hozzá az intervallumhoz.

Abszolút folytonos valószínűségi változó várható értéke A ξ abszolút folytonos valószínűségi változó várható értékét

$$\mathbb{E}(\xi) \doteq \int_{-\infty}^{+\infty} x f_\xi(x) dx$$

módon definiáljuk, amennyiben az $\int_{-\infty}^{+\infty} |x| f_\xi(x) dx$ integrál létezik és véges.

A transzformációs formula Abszolút folytonos valószínűségi változók esetén is létezik a transzformációs formula, mely szerint az $\mathbb{E}(g(\xi))$ várható érték

$$\mathbb{E}(g(\xi)) \doteq \int_{-\infty}^{+\infty} g(x)f_{\xi}(x)dx$$

módon számolható, ha a $g : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ egy elég jó függvény, és az $\mathbb{E}(g(\xi))$ várható érték létezik.

Például $g(x) = x^2$ speciális esetben kapjuk, hogy

$$\mathbb{E}(\xi^2) \doteq \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 f_{\xi}(x)dx.$$

Abszolút folytonos valószínűségi változó szórásnégyzete A ξ abszolút folytonos valószínűségi változó szórásnégyzetét

$$\mathbb{D}^2(\xi) \doteq \mathbb{E}(\xi - \mathbb{E}(\xi))^2$$

módon definiáljuk, amennyiben a definícióban szereplő várható értékek léteznek.

A szórásnégyzet abszolút folytonos esetben is számolható

$$\mathbb{D}^2(\xi) = \mathbb{E}\xi^2 - [\mathbb{E}(\xi)]^2$$

módon.

Valószínűségi változó mediánja

Medián Egy ξ valószínűségi változó **mediánjának** nevezzük egy olyan μ számot, amelyre

$$\mathbb{P}(\xi < \mu) \leq \frac{1}{2}, \quad \mathbb{P}(\xi > \mu) \leq \frac{1}{2}.$$

A medián tulajdonságai: Legyen ξ egy tetszőleges valószínűségi változó. Ekkor teljesülnek a következők.

1. A medián mindig létezik, de nem feltétlenül egyértelmű;
2. Ha a μ egy olyan szám, amelyre $\mathbb{F}(\mu) = \frac{1}{2}$, akkor a μ egy mediánja a ξ -nek. Abszolút folytonos esetben a megfordítás is igaz;
3. Ha ξ egy abszolút folytonos valószínűségi változó, akkor μ pontosan akkor mediánja ξ -nek, ha μ -tól jobbra és balra a sűrűségfüggvény alatti terület megegyezik.

Példa Legyen a ξ egy p paraméterű Bernoulli eloszlású valószínűségi változó és jelölje μ a ξ mediánját. Ha $p < \frac{1}{2}$, akkor $\mu = 1$ azaz a medián egyértelműen létezik, de az $\mathbb{F}_\xi(\mu) = \frac{1}{2}$ egyenletnek nincs megoldása, mivel $\mathcal{R}_\xi = \{0, p, 1\}$, így $\frac{1}{2} \notin \mathcal{R}_\xi$.

Ha $p = \frac{1}{2}$, akkor a mediánok halmaza a $[0, 1]$ intervallum, azonban az $\mu = 1$ azaz a medián egyértelműen létezik, de az $\mathbb{F}_\xi(\mu) = \frac{1}{2}$ egyenlet megoldáshalmaza a $]0, 1]$ intervallum.

Ha $p > \frac{1}{2}$, akkor $\mu = 0$ azaz a medián egyértelműen létezik, de az $\mathbb{F}_\xi(\mu) = \frac{1}{2}$ egyenletnek nincs megoldása, mivel $\mathcal{R}_\xi = \{0, p, 1\}$, így $\frac{1}{2} \notin \mathcal{R}_\xi$.

Példa Ha ξ egy olyan abszolút folytonos valószínűségi változó, amelynek sűrűségfüggvénye az y tengelyre szimmetrikus, akkor a 0 egy mediánja. Például, ha $\xi \sim \mathcal{N}(m, \sigma^2)$, akkor a ξ egyetlen mediánja az m .

Ha $\xi \sim U(a, b)$, akkor a ξ egyetlen mediánja az $\frac{a+b}{2}$.

Feladatok

1. A Bernoulli eloszlás

2. Binomiális

1.●S Feladat. Egy dobozban 12 alkatrész van, amelyek közül 8 selejtes, 5 elemű mintát veszünk visszatevéssel. Mi a valószínűsége, hogy a mintában 2 selejtes alkatrész van?

2.●S Feladat. 7 golyót osztunk ki egyenként 5 dobozba úgy, hogy bármelyik dobozt egyenlő valószínűséggel választjuk minden golyó elhelyezésekor. Mennyi a valószínűsége, hogy a harmadik dobozba 4 golyó kerül?

3.●S Feladat. Az A esemény bekövetkezésének a valószínűsége 0.31. Mennyi a valószínűsége, hogy legfeljebb kétszer következik be tíz kísérletből?

4.●S Feladat. Az A esemény bekövetkezésének a valószínűsége 0.44. Mennyi a valószínűsége, hogy tíz kísérletből legfeljebb hétszer következik be?

5.●S Feladat. Az A esemény bekövetkezésének a valószínűsége 0.16. Mennyi a valószínűsége, hogy tíz kísérletből legalább háromszor bekövetkezik?

3. Hipergeometrikus eloszlás

6.●S Feladat. Egy dobozban 11 alkatrész van, amelyek közül 7 selejtes. 4 elemű mintát veszünk visszatetés nélkül. Mi a valószínűsége, hogy a mintában 3 selejtes alkatrész van?

7.●S Feladat. Egy külföldi ösztöndíjra kiírt pályázat elbírálásának utolsó fordulójára 8 egyenlő képességű jelölt maradt, 5 fiú és 3 lány. A bíráló bizottság ezután sorsolással választ ki közülük 5 főt. Mi a valószínűsége, hogy a kiválasztottak között lesz lány?

8.●S Feladat. Egy rejtvenypályázaton három díjat sorsolnak ki a helyes megfejtést beküldők között (egy megfejtő legfeljebb egy díjat kaphat). 50 jó megfejtés érkezett be összesen, ezek közül 20 Miskolcra. Mi a valószínűsége, hogy lesz miskolci nyertes?

9.●S Feladat. Egy dobozban 7 piros és 2 zöld golyó van. Visszatetés nélkül, bekötött szemmel kihúzunk 4 golyót. Mi a valószínűsége, hogy pontosan 3 piros golyót húzunk?

4. Geometriai eloszlás

10.S Feladat. Egy urnában piros és fehér golyók vannak. Annak a valószínűsége, hogy pirosat húzunk p . Addig húzunk visszatevéssel, míg pirosat nem húzunk. Mennyi a szükséges húzások számának a várható értéke és szórásnégyzete?

Adjuk meg a várható értéket és a szórásnégyzetet $p = \frac{3}{7}$ speciális esetben.

11.S Feladat. Egy urnában piros és fehér golyók vannak. Annak a valószínűsége, hogy pirosat húzunk p . Addig húzunk visszatevéssel, amíg az r -edik piros golyót ki nem húzzuk. Mennyi a szükséges húzások számának várható értéke és szórásnégyzete?

Adjuk meg a várható értéket $p = \frac{3}{7}$, $r = 3$ speciális esetben.

12.S Feladat. Egy urnában van N golyó, amelyek közül s piros és $N - s$ fehér. Addig húzunk visszatevés nélkül, amíg pirosat nem húzunk. Jelölje ξ a szükséges húzások számát. Adjuk meg a ξ eloszlását, illetve a várható értékét és szórásnégyzetét $N = 7$, $s = 3$ esetén.

13.S Feladat. Egy urnában van N golyó, amelyek közül s piros és $N - s$ fehér. Addig húzunk visszatevés nélkül, amíg az összes pirosat ki nem húzzuk. Jelölje ξ az összes húzások számát. Adjuk meg a ξ eloszlását, illetve várható értékét $N = 7$ és $s = 3$ esetén.

14.S Feladat. Egy dobozban N db tojás van, amelyek közül s db selejtes. A tojásokat egyenként felütjük egy tálba, valahányszor selejtes (záp) tojást ütünk fel, mindannyiszor azt az összes addig felütött tojással együtt kiöntjük. Jelölje η az így megmentett tojások számát. Határozzuk meg az η eloszlását. Adjuk meg az η várható értékét és szórásnégyzetét az $N = 10$ és $s = 1$ speciális esetben.

15.S Feladat. Annak a valószínűsége, hogy egy üveg akciós sör selejtes p . A forgalmazó N ilyen sört csomagol egy csomagba. Kiválasztunk egy selejtes csomagot, azaz olyan csomagot, amelyben van selejtes sör és addig vizsgáljuk a söröket, ameddig selejteset nem találunk. Jelölje ξ a megvizsgált sörök számát. Adjuk meg a ξ valószínűségi változó eloszlását, várható értékét és szórásnégyzetét!

Oldjuk meg a feladatot numerikusan abban az esetben, amikor átlagosan minden 1000 üvegből 1 selejtes és a forgalmazó 4 üveget csomagol egy csomagba.

5. Poisson eloszlás

16.● Feladat. Egy szervízbe műszakonként átlagban 5 gépkocsi jelentkezik javításra és számuk Poisson-eloszlású valószínűségi változó. Mi a valószínűsége, hogy egy nap legalább 4, de legfeljebb 7 gépkocsit javítanak?

17.● Feladat. Egy szelet kalácsban a mazsolák száma Poisson-eloszlást követ, és egy szeletben átlag 9 szem mazsola van. Mi a valószínűsége, hogy egy szeletben legalább 7, de legfeljebb 10 szem mazsola van?

18.● Feladat. Egy kilogramm kalácsban átlag 52 szem mazsola van. Az 5 dekás szeletekben a mazsolák száma Poisson-eloszlást követ. Legalább hány szeletet kell vennünk, hogy már legalább 0.92 legyen annak a valószínűsége, hogy lesz közöttük mazsola nélküli szelet?

6. Általános feladatok (abszolút folytonos eloszlás)

19.● Feladat. A ξ abszolút folytonos valószínűségi változó eloszlásfüggvénye

$$F(x) = \begin{cases} 0, & \text{ha } x \leq 0; \\ A(3.4x^2 + 6.2x), & \text{ha } 0 < x \leq 6; \\ 1, & \text{ha } 6 < x. \end{cases}$$

Határozza meg $E(29\xi - 486)$ értékét!

20.● Feladat. A ξ valószínűségi változó sűrűségfüggvénye

$$f(x) = \begin{cases} 1.4x^3, & \text{ha } 0 < x \leq B; \\ 0, & \text{egyébként.} \end{cases}$$

Határozza meg $P(\xi > E(\xi))$ valószínűségét!

21.● Feladat. A ξ valószínűségi változó sűrűségfüggvénye egy megfelelő B konstanssal

$$f(x) = \begin{cases} B(2x + 1), & \text{ha } 1.2 < x < 2.4; \\ 0, & \text{egyébként.} \end{cases}$$

Számítsa ki a ξ várható értékét!

22.● Feladat. A ξ valószínűségi változó sűrűségfüggvénye

$$f(x) = \begin{cases} 0, & \text{ha } x \leq 2.8; \\ \frac{a}{x^3}, & \text{ha } x > 2.8. \end{cases}$$

Számítsa ki a ξ mediánját!

Megoldások

1. Bernoulli eloszlás

2. Binomiális eloszlás

1.●S Megoldás. Jelölje ξ a mintában lévő selejtes alkatrészek számát. Ekkor $p = \frac{8}{12}$, $n = 5$, $k = 2$, $\xi \sim B(n = 5, p = \frac{8}{12})$, a keresett valószínűség:

$$\mathbb{P}(\xi = 2) = p_2 = \binom{5}{2} \left(\frac{8}{12}\right)^2 \left(\frac{4}{12}\right)^3 = \frac{80}{243} \approx 0.3292.$$

2.●S Megoldás. Jelölje ξ a harmadik dobozba kerülő golyók számát. Ekkor $p = \frac{1}{5} = 0.2$, $n = 7$, $k = 4$, $\xi \sim B(n = 7, p = 0.2)$, a keresett valószínűség:

$$\mathbb{P}(\xi = 4) = p_4 = \binom{7}{4} \cdot 0.2^4 \cdot 0.8^3 = \frac{448}{15625} \approx 0.0287.$$

3.●S Megoldás. A ξ valószínűségi változó jelöli az A esemény bekövetkezésének a számát. Ekkor $\xi \sim B(n = 10, p = 0.31)$. A keresett valószínűség:

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(\xi \leq 2) &= p_0 + p_1 + p_2 = \\ &= \binom{10}{0} \cdot 0.31^0 \cdot 0.69^{10} + \binom{10}{1} \cdot 0.31^1 \cdot 0.69^9 + \binom{10}{2} \cdot 0.31^2 \cdot 0.69^8 \approx 0.3566. \end{aligned}$$

4.●S Megoldás. A ξ valószínűségi változó jelöli az A esemény bekövetkezésének a számát. Ekkor $\xi \sim B(n = 10, p = 0.44)$. A keresett valószínűség:

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(\xi \leq 7) &= 1 - \mathbb{P}(\xi > 7) = 1 - (p_8 + p_9 + p_{10}) = \\ &= 1 - \left(\binom{10}{8} \cdot 0.44^8 \cdot 0.56^2 + \binom{10}{9} \cdot 0.44^9 \cdot 0.56^1 + \binom{10}{10} \cdot 0.44^{10} \cdot 0.56^0 \right) = \\ &\approx 1 - 0.0236 \approx 0.9764. \end{aligned}$$

5.●S Megoldás. A ξ valószínűségi változó jelöli az A esemény bekövetkezésének a számát. Ekkor $\xi \sim B(n = 10, p = 0.16)$. A keresett valószínűség:

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(\xi \geq 3) &= 1 - \mathbb{P}(\xi < 3) = 1 - (p_0 + p_1 + p_2) = \\ &= 1 - \left(\binom{10}{0} \cdot 0.16^0 \cdot 0.84^{10} + \binom{10}{1} \cdot 0.16^1 \cdot 0.84^9 + \binom{10}{2} \cdot 0.16^2 \cdot 0.84^8 \right) = \\ &\approx 1 - 0.7936 \approx 0.2064. \end{aligned}$$

3. Hipergeometrikus eloszlás

6.●S Megoldás. Jelölje ξ a mintában lévő selejtes alkatrészek számát. ξ hipergeometrikus eloszlású $N = 11$, $s = 7$, $n = 4$ paraméterekkel. A keresett valószínűség:

$$\mathbb{P}(\xi = 2) = \frac{\binom{7}{2} \binom{4}{2}}{\binom{11}{4}} = \frac{\frac{7 \cdot 6}{2} \cdot \frac{4 \cdot 3}{2}}{\frac{11 \cdot 10 \cdot 9 \cdot 8}{1 \cdot 2 \cdot 3 \cdot 4}} = \frac{21}{55} = 0.3818.$$

7.●S Megoldás. Jelölje ξ a mintában lévő lányok számát. ξ hipergeometrikus eloszlású $N = 8$, $s = 3$, $n = 5$ paraméterekkel. A keresett valószínűség:

$$\mathbb{P}(\xi > 0) = 1 - \mathbb{P}(\xi = 0) = 1 - \frac{\binom{3}{0} \binom{5}{5}}{\binom{8}{5}} = 1 - \frac{1}{\binom{8}{3}} = 1 - \frac{1}{\frac{8 \cdot 7 \cdot 6}{1 \cdot 2 \cdot 3}} = \frac{55}{56} = 0.9821.$$

8.●S Megoldás. Jelölje ξ a mintában lévő miskolci nyertesek számát ($k = 0, 1, 2, 3$). ξ hipergeometrikus eloszlású $N = 50$, $s = 20$ paraméterekkel. A keresett valószínűség:

$$\mathbb{P}(A) = 1 - \mathbb{P}(\overline{A}) = 1 - p_0 = 1 - \frac{\binom{30}{3}}{\binom{50}{3}} = 1 - \frac{30 \cdot 29 \cdot 28}{50 \cdot 49 \cdot 48} = 0.784.$$

9.●S Megoldás. Jelölje ξ a mintában lévő piros golyók számát. ξ hipergeometrikus eloszlású $s = 7$, $N - s = 2$, $n = 4$ paraméterekkel. A keresett valószínűség:

$$\mathbb{P}(\xi = 3) = p_3 = \frac{\binom{7}{2} \binom{2}{1}}{\binom{11}{4}} = \frac{\frac{7 \cdot 6}{2} \cdot \frac{2 \cdot 1}{1}}{\frac{11 \cdot 10 \cdot 9 \cdot 8}{1 \cdot 2 \cdot 3 \cdot 4}} = \frac{7}{55} = 0.1273.$$

4. Geometriai eloszlás

10.S Megoldás. Jelölje ξ a szükséges húzások számát. Ekkor ξ egy p paraméterű geometriai eloszlású valószínűségi változó. A ξ eloszlása a $q = 1 - p$ konvenció felhasználásával:

$$p_k = \mathbb{P}(\xi = k) = q^{k-1} \quad (k = 1, 2, \dots)$$

A ξ generátorfüggvénye:

$$G_\xi(z) = \sum_{k=1}^{\infty} p q^{k-1} z^k = p z \sum_{k=1}^{\infty} (q z)^{k-1} = p z \sum_{k=0}^{\infty} (q z)^k = \frac{p z}{1 - q z}.$$

Ekkor

$$\begin{aligned} G'_\xi(z) &= \frac{p(1 - qz) + p z q}{(1 - qz)^2} = \frac{p}{(1 - qz)^2}, & G'_\xi(1) &= \frac{1}{p}, \\ G''_\xi(z) &= p(-2) \frac{1}{(1 - qz)^3} (-q) = \frac{2pq}{(1 - qz)^3}, & G''_\xi(1) &= \frac{2pq}{p^3} = \frac{2q}{p^2}. \end{aligned}$$

Így

$$\mathbb{E}(\xi) = G'_\xi(1) = \frac{1}{p},$$

$$\mathbb{D}^2(\xi) = G''_\xi(1) + G'_\xi(1) - [G'_\xi(1)]^2 = \frac{2pq}{p^2} + \frac{1}{p} - \frac{1}{p^2} = \frac{2 - 2p + p - 1}{p^2} = \frac{q}{p^2}.$$

A várható érték és a szórásnégyzet a $p = \frac{3}{7}$ esetén

$$\mathbb{E}(\xi) = \frac{7}{3}, \quad \mathbb{D}(\xi) = \frac{1 - \frac{3}{2}}{\left(\frac{3}{7}\right)^2} = \frac{28}{9} = 3.1.$$

11.S Megoldás. Jelölje η a szükséges húzások számát. η egy p paraméterű r rendű negatív binomiális eloszlás. A $q \doteq 1 - p$ konvenció felhasználásával kapjuk, hogy

$$\mathbb{P}(\eta = r + 0) = p^r,$$

$$\mathbb{P}(\eta = r + k) = \binom{r + k - 1}{r - 1} q^k p^{r-1} p = \binom{r + k - 1}{r - 1} qp^r \quad (k \in \mathbb{Z}_+)$$

Ekkor $\eta = \xi_1 + \dots + \xi_r$, ahol ξ_i ($i = 1, \dots, r$) r db páronként független geometriai eloszlású valószínűségi változó. Így a várható érték additivitása alapján kapjuk, hogy

$$\mathbb{E}(\eta) = \mathbb{E}(\xi_1 + \dots + \xi_r) = \mathbb{E}(\xi_1) + \dots + \mathbb{E}(\xi_r) = r \cdot \mathbb{E}(\xi_1) = \frac{r}{p}.$$

mivel páronként független valószínűségi változók összegének szórásnégyzete egyenlő a szórásnégyzetek összegével, így

$$\mathbb{D}^2(\eta) = \mathbb{D}^2(\xi_1 + \dots + \xi_r) = \mathbb{D}^2(\xi_1) + \dots + \mathbb{D}^2(\xi_r) = r\mathbb{D}^2(\xi_1) = \frac{rq}{p^2}.$$

Végül, mivel páronként független valószínűségi változók összegének a generátorfüggvénye egyenlő a generátorfüggvények szorzatával, így kapjuk, hogy

$$G_\eta(z) = G_{\xi_1 + \dots + \xi_r} = G_{\xi_1} \dots G_{\xi_r} = [G_{\xi_1}]^r = \left[\frac{pz}{1 - qz} \right]^r.$$

A várható érték $p = \frac{3}{7}$, $r = 3$ speciális esetben

$$\mathbb{E}(\xi) = \frac{21}{3}, \quad \mathbb{D}^2(\xi) = \frac{28}{3} = 9.3.$$

12.S Megoldás. A ξ eloszlásának a megállapításához válasszuk a következő modellt:

Legyen

$$G \doteq \{P_1, \dots, P_s, F_1, \dots, F_{N-s}\} \quad (\text{a golyók halmaza}),$$

$$\Omega \doteq \{(g_1, \dots, g_N) | g_i \in G \ (i = 1, \dots, N); g_j \neq g_k, \text{ ha } j \neq k\},$$

azaz Ω a G elemeiből alkotott permutációk halmaza. A megoldás során használni fogjuk az $(n)_k$ konvenciót az $n(n-1)\dots(n-k+1)$ szorzat jelölésére tetszőleges $n \in \mathbb{R}$, $k \in \mathbb{Z}_+$ esetén. Ekkor ξ eloszlása:

$$p_k = \mathbb{P}(\xi = k) = \begin{cases} \frac{s}{N}, & \text{ha } k = 1; \\ \frac{s}{N} \frac{(N-s)_k}{(N-1)_k}, & \text{ha } k = 2, \dots, N-s. \end{cases}$$

$N = 7$, $s = 3$ esetén a ξ eloszlását táblázatba foglaljuk:

k	1	2	3	4	5
p_k	$\frac{3}{7}$	$\frac{2}{7}$	$\frac{6}{35}$	$\frac{3}{35}$	$\frac{1}{35}$

$$\mathbb{E}(\xi) = 1 \cdot \frac{3}{7} + 2 \cdot \frac{2}{7} + 3 \cdot \frac{6}{35} + 4 \cdot \frac{3}{35} + 5 \cdot \frac{1}{35} = 2,$$

$$\mathbb{E}(\xi^2) = 1^2 \cdot \frac{3}{7} + 2^2 \cdot \frac{2}{7} + 3^2 \cdot \frac{6}{35} + 4^2 \cdot \frac{3}{35} + 5^2 \cdot \frac{1}{35} = 5.2,$$

$$\mathbb{D}(\xi) = \mathbb{E}(\xi^2) - [\mathbb{E}(\xi)]^2 = 5.2 - 2^2 = 1.2.$$

Az általános megoldás generátorfüggvény segítségével adható meg, bár rövid levezetést nem ismerünk. Megmutatható, hogy

$$\mathbb{E}(\xi) = \frac{N+1}{s+1}, \quad \mathbb{D}^2(\xi) = \frac{s(N-s)(N+1)}{(s+1)^2(s+2)},$$

ami $N = 7$ és $s = 3$ speciális esetben visszaadja a numerikus eredményeket.

13.S Megoldás. A ξ valószínűségi változó eloszlásának a megállapításához válasszuk a következő modellt: Legyen

$$G \doteq \{P_1, \dots, P_s, F_1, \dots, F_{N-s}\} \quad (\text{a golyók halmaza}),$$

$$\Omega \doteq \{(g_1, \dots, g_N) | g_i \in G \ (i = 1, \dots, N); g_j \neq G_k, \text{ ha } j \neq k\},$$

azaz Ω a G elemeiből alkotott permutációk halmaza. Ekkor a ξ eloszlása:

$$p_k = \mathbb{P}(\xi = k) = \begin{cases} \frac{(s)_s(N-s)_{N-s}}{(N)_s} = \frac{(s)_s(N-s)_{N-s}}{(N)_s(N-s)_{N-s}} = \frac{1}{\binom{N}{s}}, & \text{ha } k = 0; \\ \binom{s+k-1}{s-1} \frac{(s)_s(N-s)_{N-s}}{(N)_n} = \frac{\binom{s+k-1}{s-1}}{\binom{N}{s}}, & \text{ha } k = 1, \dots, N-s. \end{cases}$$

Vizsgáljuk az $N = 7$, $s = 3$ esetet.

$s + k$	$3(k = 0)$	$4(k = 1)$	$5(k = 2)$	$6(k = 3)$	$7(k = 4)$
$\mathbb{P}(\xi = s + k)$	$\frac{1}{\binom{7}{3}} = \frac{1}{35}$	$\frac{\binom{3}{2}}{\binom{7}{3}} = \frac{3}{35}$	$\frac{\binom{4}{2}}{\binom{7}{3}} = \frac{6}{35}$	$\frac{\binom{5}{2}}{\binom{7}{3}} = \frac{10}{35}$	$\frac{\binom{6}{2}}{\binom{7}{3}} = \frac{15}{35}$

így kapjuk, hogy

$$\begin{aligned}\mathbb{E}(\xi) &= 3 \cdot \frac{1}{35} + 4 \cdot \frac{3}{35} + 5 \cdot \frac{6}{35} + 6 \cdot \frac{10}{35} + 7 \cdot \frac{15}{35} = 6, \\ \mathbb{E}(\xi^2) &= \frac{186}{5}, \\ \mathbb{D}^2(\xi) &= \mathbb{E}(\xi^2) - [\mathbb{E}(\xi)]^2 = \frac{186}{5} - 6^2 = \frac{6}{5}.\end{aligned}$$

14.S Megoldás. Jelölje N a tojástartóban lévő tojások számát, és s azt, hogy ezek közül mennyi záp. Jelölje ξ az előző feladatban szereplő valószínűségi változót, azaz azt a számot, hogy a kihúzott tojások közül hányadik az utolsó záp. Jelölje η a megmentett tojások számát. Ekkor $\eta = N - \xi$. Így felhasználva az előző feladat eredményét is kapjuk, hogy az η eloszlása

$$\mathbb{P}(\eta = N - (s + k)) = \frac{\binom{s+k-1}{s-1}}{\binom{N}{s}} \quad (k = 0, 1, \dots, N - s).$$

A numerikus feladat megoldásához tegyük fel, hogy $M = 10$ és $s = 1$. Ekkor, a korábbi feladat alapján

$$\mathbb{E}(\xi) = \frac{N + 1}{s + 1} = \frac{11}{2}, \quad \mathbb{D}^2(\xi) = \frac{s(N - s)(N + 1)}{(s + 1)^2(s + 2)} = \frac{33}{4} = 8.25,$$

így, mivel $\eta = 10 - \xi$ kapjuk, hogy

$$\mathbb{E}(\eta) = 10 - \mathbb{E}(\xi) = 10 - \frac{11}{2} = \frac{9}{2} = 4.5, \quad \mathbb{D}^2(\eta) = \mathbb{D}^2(\xi) = \frac{33}{4}, \quad \mathbb{D}(\xi) = 2.8723..$$

Az eredmény megmutatja, hogy a tojásokat érdemes külön pohárban egyenként felütni, mert akkor 9 biztosan megmenthető.

15.S Megoldás. Jelölje ξ a megvizsgált sörök számát. Ekkor a ξ eloszlása (a $q = 1 - p$ konvenció felhasználásával):

$$p_k = \mathbb{P}(\xi = k) = \frac{q^{k-1}p}{1 - q^N} \quad (k = 1, 2, \dots, N).$$

A ξ generátorfüggvénye:

$$G_\xi(z) = \sum_{k=1}^N \frac{q^{k-1}p}{1-q^N} z^k = \sum_{k=1}^N \frac{pz}{1-q^N} (qz)^{k-1} = \sum_{l=0}^{N-1} \frac{pz}{1-q^N} (qz)^l = \frac{pz}{1-qz} \frac{1-(qz)^N}{1-qz} \doteq g(z)h(z).$$

Mivel a g függvény éppen a p paraméterű geometriai eloszlás generátorfüggvénye, így a $g'(1)$ és $g''(1)$ értékét már egy korábbi feladat alapján ismerjük.

$$g(1) = 1, \quad g'(1) = \frac{1}{p}, \quad g''(1) = \frac{2q}{p^2}.$$

A h függvény deriváltjai:

$$h'(z) = \frac{-Nq^N z^{N-1}}{1-q^N}, \quad h''(z) = \frac{-N(N-1)q^N z^{N-2}}{1-q^N}.$$

Így kapjuk, hogy:

$$h(1) = 1, \quad h'(1) = \frac{Nq^N}{1-q^N}, \quad h''(1) = -\frac{N(N-1)q^N}{1-q^N}.$$

A generátorfüggvény deriváltjai az 1 helyen:

$$\begin{aligned} G'_\xi(1) &= g'(1)h(1) + g(1)h'(1) = \frac{1}{p} - \frac{N}{1-q^N} = \mathbb{E}(\xi), \\ G''_\xi(1) &= g''(1)h(1) + 2g'(1)h'(1) + g(1)h''(1) = \frac{2q}{p^2} - 2\frac{1}{p} \frac{Nq^N}{1-q^N} - \frac{N(N-1)q^N}{1-q^N}. \end{aligned}$$

Így

$$G''_\xi(1) + G'_\xi(1) - \left[G'_\xi(1)\right]^2 = \frac{q}{p^2} - \left(\frac{N}{1-q^N}\right)^2 q^N = \mathbb{D}^2(\xi).$$

Visszatérve az akciós sörökhöz ($p = \frac{1}{10^3}$, $N = 4$ eset) kapjuk, hogy

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(\xi) &= 1000 - \frac{4}{1 - \left(\frac{999}{1000}\right)^4} \left(\frac{999}{1000}\right)^4 = 2.4987. \\ \mathbb{D}^2(\xi) &= 999 \cdot 1000 - \frac{4^2}{\left(1 - \left(\frac{999}{1000}\right)^4\right)^2} \left(\frac{999}{1000}\right)^4 = 1.25. \end{aligned}$$

Oldjuk meg a feladatot numerikusan is.

$$\begin{aligned}\mathbb{E}(\xi) &= 1 \cdot \frac{\frac{1}{1000}}{1 - \left(\frac{999}{1000}\right)^4} + 2 \cdot \frac{\frac{999}{1000} \cdot \frac{1}{1000}}{1 - \left(\frac{999}{1000}\right)^4} + 3 \cdot \frac{\left(\frac{999}{1000}\right)^2 \cdot \frac{1}{1000}}{1 - \left(\frac{999}{1000}\right)^4} + 4 \cdot \frac{\left(\frac{999}{1000}\right)^3 \cdot \frac{1}{1000}}{1 - \left(\frac{999}{1000}\right)^4} = \\ &= 2.498749375, \\ \mathbb{E}(\xi^2) &= 1^2 \cdot \frac{\frac{1}{1000}}{1 - \left(\frac{999}{1000}\right)^4} + 2^2 \cdot \frac{\frac{999}{1000} \cdot \frac{1}{1000}}{1 - \left(\frac{999}{1000}\right)^4} + 3^2 \cdot \frac{\left(\frac{999}{1000}\right)^2 \cdot \frac{1}{1000}}{1 - \left(\frac{999}{1000}\right)^4} + 4^2 \cdot \frac{\left(\frac{999}{1000}\right)^3 \cdot \frac{1}{1000}}{1 - \left(\frac{999}{1000}\right)^4} = \\ &= 7.493747376, \\ \mathbb{D}^2(\xi) &= \mathbb{E}(\xi^2) - [\mathbb{E}(\xi)]^2 = 1.25.\end{aligned}$$

5. Poisson eloszlás

16.● Megoldás. Jelölje ξ a szervizbe naponta érkező gépkocsik számát.

Ekkor $\xi \sim \text{Poiss}(\lambda = 5)$. Mivel az unió diszjunkt, így alkalmazható a véges additivitás.

$$\begin{aligned}\mathbb{P}(4 \leq \xi \leq 7) &= \mathbb{P}((\xi = 4) \cup (\xi = 5) \cup (\xi = 6) \cup (\xi = 7)) = \\ &= p_4 + p_5 + p_6 + p_7 = \left(\frac{5^4}{4!} + \frac{5^5}{5!} + \frac{5^6}{6!} + \frac{5^7}{7!} \right) e^{-5} = 0.6016.\end{aligned}$$

17.● Megoldás. Jelölje ξ az egy szelet kalácsban lévő mazsolák számát.

Ekkor $\xi \sim \text{Poiss}(\lambda = 9)$. Mivel az unió diszjunkt, így alkalmazható a véges additivitás.

$$\begin{aligned}\mathbb{P}(7 \leq \xi \leq 10) &= \mathbb{P}((\xi = 7) \cup (\xi = 8) \cup (\xi = 9) \cup (\xi = 10)) = \\ &= p_7 + p_8 + p_9 + p_{10} = \left(\frac{9^7}{7!} + \frac{9^8}{8!} + \frac{9^9}{9!} + \frac{9^{10}}{10!} \right) e^{-9} = 0.4992.\end{aligned}$$

18.● Megoldás. Jelölje ξ az 5 dekás szeletben lévő mazsolák számát. Mivel 100 dkg kalácsban 52 szem mazsola van, így 5 dkg kalácsban $\frac{5 \cdot 52}{100} = 2.6$. Így $\xi \sim \text{Poiss}(\lambda = 2.6)$.

Jelölje A_n azt az eseményt, hogy n szeletet kivéve van közöttük mazsola nélküli szelet. Keressük az n -et a $\mathbb{P}(A_n \geq 0.92)$ teljesülése esetén. Ekkor

$$\mathbb{P}(\overline{A_n}) = 1 - \mathbb{P}(A_n) \leq 1 - 0.92 = 0.08,$$

Az $\overline{A_n}$ jelenti azt az eseményt, hogy n szeletet kivéve nincs közöttük mazsola nélküli szelet, ami azt jelenti, hogy mindegyikben van mazsola, azaz az elsőben is van, a másodikban is van ..., az n -edikben is van. Így ezeknek az eseményeknek a függetlenségét kihasználva kapjuk, hogy

$$\mathbb{P}(\overline{A_n}) = (1 - p_0)^n = \left(1 - \frac{2.6^0}{0!} e^{-2.6} \right)^n = (1 - e^{-2.6})^n \leq 0.08.$$

Így egy exponenciális egyenlőtlenséget kaptunk, amely logaritmus-vonás segítségével megoldható.

$$n \geq \frac{\ln(0.08)}{\ln(1 - e^{-2.6})} = 32.7266,$$

tehát legalább 33 db süteményt kell kivenni.

7. Általános feladatok (abszolút folytonos eloszlások)

19.● Megoldás. Mivel a ξ valószínűségi változó abszolút folytonos, így \mathbb{F}_ξ folytonos. Az \mathbb{F}_ξ szakaszonként folytonos, így csak azt kell biztosítani, hogy az \mathbb{F}_ξ ívei folytonosan csatlakozzanak. Ehhez elegendő, hogy

$$\mathbb{F}(6) = A(3.4 \cdot 6^2 + 6.2 \cdot 6) = 1,$$

ahonnan kapjuk, hogy $A = \frac{1}{159.6}$.

A ξ sűrűségfüggvénye:

$$f_\xi(x) = \begin{cases} \frac{1}{159.6}(6.8x + 6.2), & \text{ha } x \in]0, 6] \\ 0 & \text{egyébként.} \end{cases}$$

A ξ várható értéke:

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(\xi) &= \int_0^6 x \frac{1}{159.6}(6.8x + 6.2)dx = \frac{1}{159.6} \int_0^6 (6.8x^2 + 6.2x)dx = \\ &= \frac{1}{159.6} \left[\frac{6.8x^3}{3} + \frac{6.2x^2}{2} \right]_{x=0}^{x=6} = \frac{1}{159.6} \left(\frac{6.8 \cdot 6^3}{3} + \frac{6.2 \cdot 6^2}{2} \right) = \frac{501}{133}. \end{aligned}$$

Így

$$\mathbb{E}(29\xi - 486) = 29\mathbb{E}(\xi) - 486 = 29 \cdot \frac{501}{133} - 486 = -376.4594.$$

20.● Megoldás.

I. Mo.: Először meghatározzuk a B értékét. Mivel $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x)dx = 1$ így kapjuk, hogy

$$1 = \int_0^B 1.4x^3 dx = 1.4 \int_0^B x^3 dx = 1.4 \left[\frac{x^4}{4} \right]_{x=0}^{x=B} = 1.4 \frac{B^4}{4}.$$

$$\text{Így } B = \sqrt[4]{\frac{4}{1.4}}.$$

A ξ várható értéke:

$$\mathbb{E}(\xi) = \int_0^B x \cdot 1.4x^3 dx = 1.4 \int_0^B x^4 dx = 1.4 \left[\frac{x^5}{5} \right]_{x=0}^{x=\sqrt[4]{\frac{4}{1.4}}} = \frac{1.4}{5} \left(\sqrt[4]{\frac{4}{1.4}} \right)^5 = \frac{4}{5} \sqrt[4]{\frac{4}{1.4}}.$$

A keresett valószínűség:

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(\xi > \mathbb{E}(\xi)) &= 1.4 \int_{\mathbb{E}(\xi)}^B x^3 dx = 1.4 \left[\frac{x^4}{4} \right]_{x=\frac{4}{5} \sqrt[4]{\frac{4}{1.4}}}^{x=\sqrt[4]{\frac{4}{1.4}}} = \frac{1.4}{4} \left[x^4 \right]_{x=\frac{4}{5} \sqrt[4]{\frac{4}{1.4}}}^{x=\sqrt[4]{\frac{4}{1.4}}} = \\ &= \frac{1.4}{4} \left(\frac{4}{1.4} - \frac{4}{1.4} \left(\frac{4}{5} \right)^4 \right) = 1 - \left(\frac{4}{5} \right)^4 = \frac{369}{625} = 0.5904. \end{aligned}$$

II. Mo.: Talán egyszerűbb úgy számolni, hogy először megkeressük a ξ valószínűségi változó eloszlásfüggvényét, egyelőre ismeretlenül hagyva a B értékét. Mivel

$$1.4 \int_0^x t^3 dx = 1.4 \frac{x^4}{4},$$

így a keresett eloszlásfüggvény:

$$\mathbb{F}_\xi(x) = \begin{cases} 0 & \text{ha } x < 0; \\ \frac{1.4}{4} x^4 & \text{ha } 0 \leq x < B; \\ 1 & \text{ha } B < x. \end{cases}$$

Könnyen megkapható a B értéke abból, hogy az \mathbb{F}_ξ íveinek folytonosan kell csatlakoznia, így $1 = \mathbb{F}_\xi(B) = \frac{1.4}{4} B^4$, amiből kapjuk, $B = \sqrt[4]{\frac{4}{1.4}}$.

Ezt követően a várható érték az előző megoldásban látott módon számolható.

Végül a keresett valószínűség:

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(\xi > \mathbb{E}(\xi)) &= 1 - \mathbb{P}(\xi < \mathbb{E}(\xi)) = 1 - \mathbb{F}_\xi(\mathbb{E}(\xi)) = \\ &= 1 - \frac{1.4}{4} \left(\frac{4}{5} \sqrt[4]{\frac{4}{1.4}} \right)^4 = 1 - \left(\frac{4}{5} \right)^4 = \frac{369}{625} = 0.5904. \end{aligned}$$

21.● Megoldás. Először meghatározzuk a B értékét. Mivel $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x)dx = 1$ így kapjuk, hogy

$$\begin{aligned} 1 &= \int_{1.2}^{2.4} B(2x+1)dx = B \int_{1.2}^{2.4} (2x+1)dx = \\ &= B \left[\frac{2x^2}{2} + x \right]_{x=1.2}^{x=2.4} = B [2.4^2 + 2.4 - 1.2^2 - 1.2] = 5.52B. \end{aligned}$$

Így $B = \frac{1}{5.52}$. A ξ várható értéke:

$$\begin{aligned}\mathbb{E}(\xi) &= \frac{1}{5.52} \int_{1.2}^{2.4} (2x^2 + x) dx = \frac{1}{5.52} \left[\frac{2x^3}{3} + \frac{x^2}{2} \right]_{x=1.2}^{x=2.4} = \\ &= \frac{1}{5.52} \left(\frac{2 \cdot 2.4^3}{3} + \frac{2.4^2}{2} - \frac{2 \cdot 1.2^3}{3} - \frac{1.2^2}{2} \right) = 1.7955.\end{aligned}$$

22.● Megoldás. Először meghatározzuk az a értékét. Mivel $1 = \int_{-\infty}^{+\infty} f_{\xi}(x) dx$, így kapjuk, hogy

$$1 = \int_{2.8}^{+\infty} \frac{a}{x^3} dx = a \int_{2.8}^{+\infty} x^{-3} dx = a \left[\frac{x^{-2}}{-2} \right]_{x=2.8}^{x=+\infty} = a \left[\frac{1}{-2x^2} \right]_{x=2.8}^{x=+\infty} = \frac{a}{2 \cdot 2.8^2},$$

amiből kapjuk, hogy $a = 2 \cdot 2.8^2$.

A μ medián értékét keressük. Ehhez az $\mathbb{F}_{\xi}(\mu) = \frac{1}{2}$ egyenletet kell megoldanunk.

$$\begin{aligned}\frac{1}{2} = \mathbb{F}_{\xi}(\mu) &= \int_{-\infty}^{\mu} f_{\xi}(x) dx = 2 \cdot 2.8^2 \int_{2.8}^{\mu} x^{-3} dx = 2 \cdot 2.8^2 \left[\frac{1}{-2x^2} \right]_{x=2.8}^{x=\mu} = \\ &= 2 \cdot 2.8^2 \left(-\frac{1}{2\mu^2} + \frac{1}{2 \cdot 2.8^2} \right) = -\frac{2 \cdot 2.8^2}{2\mu^2} + 1,\end{aligned}$$

amiből kapjuk, hogy $\frac{2.8^2}{\mu^2} = \frac{1}{2}$, $2 \cdot 2.8^2 = \mu^2$, $\mu = 2.8\sqrt{2}$.

6. Gyakorlat

Nevezetes abszolút folytonos valószínűségi változók: egyenletes, exponenciális, normális eloszlás

Az alábbi nevezetes abszolút folytonos valószínűségi változókkal fogunk megismerkedni:

1. Egyenletes;
2. Exponenciális;
3. Normális.

1. Az egyenletes eloszlás

Azt mondjuk, hogy a ξ valószínűségi változó **egyenletes eloszlású** az $[a, b]$ intervallumon, ha a részintervallumba esés valószínűsége arányos a részintervallum hosszával. Jele: $\xi \sim U(a, b)$.

A ξ valószínűségi változó **eloszlás**, illetve **sűrűségfüggvénye**:

$$\mathbb{F}_{\xi}(x) = \begin{cases} 0, & \text{ha } x \leq a; \\ \frac{x-a}{b-a}, & \text{ha } x \in [a, b]; \\ 1, & \text{ha } x \geq b \end{cases} \quad f_{\xi}(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a}, & \text{ha } x \in [a, b]; \\ 0, & \text{ha } x \notin [a, b]. \end{cases}$$

A ξ valószínűségi változó **várható értéke** és **szórásnégyzete**:

$$\mathbb{E}(\xi) = \frac{a+b}{2}, \quad \mathbb{D}^2(\xi) = \frac{(b-a)^2}{12}.$$

2. Az exponenciális eloszlás

Legyen $\lambda > 0$. Azt mondjuk, hogy a ξ valószínűségi változó λ **paraméterű exponenciális eloszlású** valószínűségi változó, ha **eloszlás**, illetve **sűrűségfüggvénye**:

$$\mathbb{F}_{\xi}(x) = \begin{cases} 0, & \text{ha } x \leq 0; \\ 1 - e^{-\lambda x}, & \text{ha } x > 0; \end{cases} \quad f_{\xi}(x) = \begin{cases} 0, & \text{ha } x \leq 0; \\ \lambda e^{-\lambda x}, & \text{ha } x > 0. \end{cases}$$

Jele: $\xi \sim \text{Exp}(\lambda)$. A ξ valószínűségi változó **várható értéke** és **szórásnégyzete**:

$$\mathbb{E}(\xi) = \frac{1}{\lambda}, \quad \mathbb{D}^2(\xi) = \frac{1}{\lambda^2}.$$

Tulajdonságok Az exponenciális eloszlás rendelkezik a következő tulajdonságokkal:

1. **Örökifjú tulajdonság:** Ha ξ exponenciális eloszlású valószínűségi változó, akkor

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

2. **Poisson folyamat:** Ha időegység alatt bekövetkező események száma Poisson eloszlású valószínűségi változó, akkor két egymást követő bekövetkezés között eltelt idő exponenciális eloszlású ugyanazzal a λ paraméterrel.

3. A normális eloszlás

A normális eloszláson belül külön tárgyaljuk a standard normális eloszlást, amelyet $\eta \sim \mathcal{N}(0, 1)$ és az (m, σ^2) paraméterű valószínűségi változót amelyet $\xi \sim \mathcal{N}(m, \sigma^2)$ módon jelölünk. Az (m, σ^2) valószínűségi változó mindig származtatható a standard normálisból $\sigma\eta + m \sim \mathcal{N}(m, \sigma^2)$ módon. Továbbá nyilvánvaló, hogy a standard normális az (m, σ^2) paraméterű normális eloszlás speciális esete.

Azt mondjuk, hogy az η valószínűségi változó **standard normális ha eloszlás**, illetve **sűrűségfüggvénye**:

$$\Phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-\frac{t^2}{2}} dt \quad f_{\xi}(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}$$

tetszőleges $x \in \mathbb{R}$ esetén. A η standard normális valószínűségi változó **várható értéke** és **szórásnégyzete**:

$$\mathbb{E}(\xi) = 0, \quad \mathbb{D}^2(\xi) = 1.$$

Ha $\xi \sim \mathcal{N}(m, \sigma^2)$ akkor az **eloszlás**, illetve **sűrűségfüggvénye**:

$$\mathbb{F}_{\xi}(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \int_{-\infty}^x e^{-\frac{(t-m)^2}{2\sigma^2}} dt \quad f_{\xi}(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-m)^2}{2\sigma^2}}$$

tetszőleges $x \in \mathbb{R}$ esetén. Ekkor a **várható értéke** és a **szórásnégyzete**:

$$\mathbb{E}(\xi) = m, \quad \mathbb{D}^2(\xi) = \sigma^2.$$

A normális és a standard normális eloszlást a sűrűségfüggvényével definiáljuk. Az eloszlásfüggvényt a sűrűségfüggvényből származtatjuk integrálással. Sajnos a kapott függvény nem elemi függvény, így értékeit vagy számítógéppel számoltatjuk valamilyen numerikus módszerrel, vagy táblázatból nézzük ki. Ha az általunk vizsgált eloszlás nem normális, akkor a várható érték levonásával és a szórással történő osztással normális eloszlásúvá alakítjuk. Ezt az átalakítást nevezzük **standardizálásnak**. A második bemutatásra kerülő összefüggés azt mutatja, hogy hogyan kell a standard normális eloszlás eloszlásfüggvényének az értékét negatív helyen meghatározni.

Tulajdonságok

1. **Standardizálás:** Ha $\xi \sim \mathcal{N}(m, \sigma^2)$, akkor $\doteq \frac{\xi - m}{\sigma} \sim \mathcal{N}(0, 1)$.
2. $\Phi(-x) = 1 - \Phi(x)$ minden $x \in \mathbb{R}$ esetén.

Feladatok

1. Egyenletes eloszlás

- 1.● Feladat.** Egy kör sugara egyenletes eloszlású a $(0, 1.4)$ intervallumban. Számítsa ki a kör területének, mint valószínűségi változónak a mediánját!
- 2.● Feladat.** Egy ξ egyenletes eloszlású valószínűségi változóról tudjuk, hogy $E(\xi) = 3.0$ és $D(\xi) = 4.1$. Mi a valószínűsége, hogy 2 egymástól függetlenül megismételt kísérlet mindegyikében ξ 2.1 és 6.6 közötti értéket vesz fel?
- 3.● Feladat.** Legyen a ξ valószínűségi változó egyenletes eloszlású a $[-2.40, 2.40]$ intervallumon. Számítsa ki a $P(2\xi + 1 < 1.6)$ valószínűségét!

2. Exponenciális eloszlás

- 4.● Feladat.** A ξ és η valószínűségi változók függetlenek. A ξ egyenletes eloszlású a $(-1.2, 3.0)$ intervallumon, míg az η 4.0 várható értékű exponenciális eloszlású valószínűségi változó. Számítsa ki a $P(\xi < 0.7, \eta < 5.6)$ valószínűséget!
- 5.● Feladat.** Egy üzletbe átlag 29 vevő érkezik óránként és számuk Poisson-eloszlású: Mi a valószínűsége, hogy két egymás után érkező vevő érkezése között eltelik legalább 4.5 perc?
- 6.● Feladat.** A gépjárművezetői vizsgán a vizsga időtartama (percben mérve)

$$f(x) = \begin{cases} 0, & \text{ha } x < 0; \\ 0.02e^{-0.02x}, & \text{egyébként.} \end{cases}$$

sűrűségfüggvényű valószínűségi változó. Az előttünk lévő már 13 perce vezet. Mi a valószínűsége, hogy 6 percen belül nem fejezi be a vizsgát?

- 7.● Feladat.** Annak a valószínűsége, hogy egy benzinkútnál 5 percnél többet kell várakozni a tapasztalatok szerint 0.22. A várakozási időt exponenciális eloszlásúnak feltételezve, mi annak a valószínűsége, hogy 6 percnél kevesebbet kell várakozni?
- 8.● Feladat.** Egy TV élettartama ξ exponenciális eloszlású valószínűségi változó 14000 óra átlagos élettartammal. Mi a valószínűsége, hogy egy TV 20000 óránál tovább lesz jó?

9.● Feladat. Egy csiga életének hossza exponenciális eloszlású valószínűségi változó 1.48 év várható értékkel. Mi a valószínűsége, hogy kedvenc csigánk életének harmadik évében pusztul el?

10.● Feladat. Egy hallgató ennek a feladatnak a megoldásával átlagosan 3 perc alatt végez. A feladatra fordított idő exponenciális eloszlású valószínűségi változó. Mi annak a valószínűsége, hogy egy véletlenül kiválasztott hallgató 9 percen belül oldja meg a feladatot?

11.● Feladat. Egy gép élettartama ξ exponenciális eloszlású valószínűségi változó 9 év átlagos élettartammal. Adja meg azt a legnagyobb K számot, amelyre még igaz, hogy egy gép legalább 0.85 valószínűséggel működtőképes lesz K évig.

12.● Feladat. Egy TV élettartama ξ exponenciális eloszlású valószínűségi változó 6 év átlagos élettartammal. Adja meg azt a legnagyobb K számot, amelyre még igaz hogy egy adott TV legalább 0.78 valószínűséggel működőképes lesz K évig.

13.● Feladat. A ξ exponenciális eloszlású valószínűségi változó várható értéke 1.80. Számítsa ki azt az m értéket, amelytől jobbra és balra megegyezik az $\eta = \xi^2$ valószínűségi változó sűrűségfüggvénye alatti terület!

14.● Feladat. Egy ξ valószínűségi változó exponenciális eloszlású 0.30 szórással. Határozza meg $E(8\xi^2 - 19\xi + 7)$ értékét!

15.● Feladat. Egy céllövő találati pontossága 1.9 cm várható értékű exponenciális eloszlású valószínűségi változó. Legfeljebb hányszor lőhet, ha azt akarjuk, hogy még legalább 80%-os biztonsággal minden találata a 9.0 cm sugarú körbe essen?

16.● Feladat. Egy üzletbe átlag 24 vevő érkezik óránként és számuk Poisson-eloszlású. Mi a valószínűsége, hogy két egymás után érkező vevő érkezése között eltelik legalább 2.7 perc?

3. Normális eloszlás

17.● Feladat. Egy munkadarab hossza közelítőleg normális eloszlású valószínűségi változó, melynek várható értéke 65 és szórása 1.3. Mennyi a valószínűsége, hogy a munkadarab hossza kisebb, mint 67.08?

18.● Feladat. Egy munkadarab hossza közelítőleg normális eloszlású valószínűségi változó, melynek várható értéke 50 mm. Határozza meg a munkadarab hosszának a szórását, ha 0.85 annak a valószínűsége, hogy a munkadarab hossza kisebb, mint 50.05 mm.

19.● Feladat. Legyen ξ egy olyan nulla várható értékű normális eloszlású valószínűségi változó, amelyik 0.42 valószínűséggel veszi fel értékét a $] -5.8, 5.8[$ intervallumon. Számítsa ki a $P(0.5 \leq 1.7\xi + 1 < 1.7)$ valószínűséget!

20.● Feladat. Egy alkatrész élettartamáról azt tudjuk, hogy jó közelítéssel normális eloszlású valószínűségi változó 2 év várható értékkel és 2.90 év szórással. Mi a valószínűsége, hogy két ilyen alkatrész közül legalább az egyik az ötödik évben megy tönkre?

21.● Feladat. Egy csomagológép 1 kilogrammos zacskókat tölt. A zacskóba töltött cukor mennyisége normális eloszlású valószínűségi változó 1 kg várható értékkel és 0.031 kg szórással. A zacskó súlyra nézve első osztályú, ha a súlya 0.95 kg és 1.05 kg közé esik. Mi a valószínűsége, hogy két véletlenül kiválasztott zacskó közül legalább az egyik első osztályú?

22.● Feladat. Egy alkatrész hossza normális eloszlású valószínűségi változó 35 mm várható értékkel és 0.019 mm szórással. Az alkatrészt jónak minősítjük, ha a hossza 34.9454 mm és 35.0532 mm közé esik. Mi a valószínűsége, hogy 100 alkatrészt megvizsgálva legalább 99 jót találunk?

23.● Feladat. Hengeres alkatrészeket gyártunk. Az átmérő 16 mm várható értékű és 0.007 mm szórású normális eloszlású valószínűségi változó, míg a hossz 75 mm várható értékű és 0.05 mm szórású normális eloszlású valószínűségi változó. Egy alkatrész átmérőre jó, ha az átmérő a (15.986, 16.021) intervallumba esik. Egy alkatrész hosszra jó, ha a hossz a (74.95, 75.1) intervallumba esik. Egy alkatrész jó, ha átmérőre is és hosszra is jó. Átlagosan az alkatrészek hány százaléka lesz selejtes, ha egy alkatrész átmérője és hossza független egymástól?

Megoldások

1. Egyenletes eloszlás

1.● Megoldás. Jelölje ξ a kör sugarát, η a kör területét. Ekkor $\eta = \xi^2\pi$, továbbá tudjuk, hogy $\xi \sim U(0, 1.4)$, így $\mathbb{F}_\xi(x) = \frac{x}{1.4}$, ha $x \in (0, 1.4)$.

Az η mediánját keressük, amihez szükségünk van az η eloszlásfüggvényére. Az η eloszlásfüggvényének a meghatározásakor egyrészt felhasználjuk, hogy $\eta = \xi^2 \geq 0$, így $\mathbb{F}_\eta(x) = 0$, ha $x < 0$. Másrészt, $\xi \geq 0$, így $\sqrt{\xi^2} = |\xi|$. Így kapjuk, hogy

$$\mathbb{F}_\eta(x) = \mathbb{P}(\eta < x) = \mathbb{P}(\xi^2\pi < x) = \mathbb{P}\left(\xi < \sqrt{\frac{x}{\pi}}\right) = \begin{cases} 0 & \text{ha } x < 0, \\ \frac{\sqrt{x}}{1.4\sqrt{\pi}}, & \text{ha } 0 < \sqrt{\frac{x}{\pi}} < 1.4, \\ 1 & \text{azaz } 0 < x < 1.96\pi, \\ & \text{ha } 1.96\pi < x. \end{cases}$$

A μ medián értékének a meghatározásához az $\mathbb{F}_\eta(\mu) = \frac{1}{2}$ egyenletet kell megoldanunk. Így kapjuk, hogy $\mathbb{F}_\eta(\mu) \frac{\sqrt{\mu}}{1.4\sqrt{\pi}} = \frac{1}{2}$, $\sqrt{\mu} = 0.7\sqrt{\pi}$, $\mu = 0.49\pi$.

2.● Megoldás. Tudjuk, hogy $\xi \sim U(a, b)$ és $\mathbb{E}(\xi) = \frac{a+b}{2} = 3.0$ és $\mathbb{D}(\xi) = \frac{b-a}{12}$. Az a és b paraméterek meghatározásához a

$$\left. \begin{aligned} a+b &= 6, \\ -a+b &= 4.1 \cdot \sqrt{12}. \end{aligned} \right\}$$

egyenletrendszer kell megoldani. A két egyenletet összeadva kapjuk, hogy $b = \frac{1}{2}(6 + 4.1\sqrt{12}) = 10.1014$, amiből kapjuk, hogy $a = 6 - b = 6 - 10 - 1014 = -4.1014$.

A ξ 2.1 és 6.6 közötti értéket

$$p = \mathbb{P}(2.1 < \xi < 6.6) = \frac{6.6 - 2.1}{10.1014 - (-4.1014)} = 0.3168$$

valószínűséggel vesz fel, tehát a keresett valószínűség két független módon megismételt kísérlet esetén $\mathbb{P}(A_1 \cap A_1) = \mathbb{P}(A_1) \cap \mathbb{P}A_1 = p^2 = 0.1004$.

3.● Megoldás. Tudjuk, hogy $\xi \sim U(-2.4, 2.4)$. A keresett valószínűség:

$$\mathbb{P}(2\xi + 1 < 1.6) = \mathbb{P}(2\xi < 0.6) = \mathbb{P}(\xi < 0.3) = \mathbb{F}_\xi(0.3) = \frac{x+2.4}{4.8} \Big|_{x=0.3} = \frac{2.7}{4.8} = \frac{9}{16} = 0.5625.$$

2. Exponenciális eloszlás

4.● Megoldás. $\xi \sim U(-1.2, 3.0)$, $\eta \sim \text{Exp}(\frac{1}{4})$. A ξ és η valószínűségi változók függetlensége alapján kapjuk, hogy

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(\xi < 1.0, \eta < 5.6) &= \mathbb{P}(\xi < 1.0)\mathbb{P}(\eta < 5.6) = \\ &= \mathbb{F}_\xi(1.0)\mathbb{F}_\eta(5.6) = \frac{0.7+1.2}{3+1.2} \left(1 - e^{-\frac{1}{4.0} \cdot 5.6}\right) = 0.3408. \end{aligned}$$

5.● Megoldás. Au időegység 1 óra. Jelölje ξ az üzletbe óránként érkező vevők számát. Mivel $\mathbb{E}(\xi) = \lambda = 29$, így $\xi \sim \text{Poiss}(29)$.

Jelölje η a két vevő között eltelt időt órában mérve. Ekkor $\eta \sim \text{Exp}(\lambda = 29)$. A keresett valószínűség:

$$\mathbb{P}\left(\eta > \frac{4.5}{60}\right) = 1 - \mathbb{P}\left(\eta < \frac{4.5}{60}\right) = 1 - \mathbb{F}_\eta\left(\frac{4.5}{60}\right) = 1 - \left(1 - e^{-\frac{4.5 \cdot 29}{60}}\right) = e^{-\frac{4.5 \cdot 29}{60}} = 0.1136.$$

6.● Megoldás. Jelölje ξ a vizsga időtartamát percben mérve, ekkor $\xi \sim \text{Exp}(\lambda > 0.02)$. A számolás során felhasználjuk az exponenciális eloszlás örökifjú tulajdonságát, mely szerint:

$$\mathbb{P}(\xi < s+t | \xi > s) \mathbb{P}(\xi < t) \quad (s, t > 0).$$

A keresett valószínűség:

$$\begin{aligned}\mathbb{P}(\xi > 6 + 13 \mid \xi > 13) &= 1 - \mathbb{P}(\xi < 6 + 13 \mid \xi > 13) = \\ &= 1 - \mathbb{P}(\xi < 6) = 1 - \mathbb{F}_\xi(6) = 1 - (1 - e^{-0.02 \cdot 6}) = e^{-0.02 \cdot 6} = 0.8869.\end{aligned}$$

7.● Megoldás. Jelölje η a várakozási időt percben mérve. Mivel $\eta \sim \text{Exp}(\lambda)$, így $\mathbb{F}_\eta(x) = 1 - e^{-\lambda x}$ ($x > 0$).

A λ paraméter meghatározása:

$$0.22 = \mathbb{P}(\eta \geq 5) = 1 - \mathbb{P}(\eta < 5) = 1 - \mathbb{F}_\eta(5) = 1 - (1 - e^{-\lambda \cdot 5}) = e^{-5\lambda},$$

amiből kapjuk, hogy $-5\lambda = \ln(0.22)$, azaz $\lambda = \frac{\ln(0.22)}{-5}$. A keresett valószínűség:

$$\mathbb{P}(\eta < 6) = \mathbb{F}_\eta(6) = 1 - e^{-\lambda \cdot 6} = 1 - e^{\frac{6 \cdot \ln(0.22)}{5}} = 0.8375.$$

8.● Megoldás. Jelölje ξ a TV élettartalmát órában mérve. Mivel $\mathbb{E}(\xi) = 14000 = \frac{1}{\lambda}$, így $\lambda = \frac{1}{14000}$ és $\xi \sim \text{Exp}(\lambda = \frac{1}{14000})$. Mivel $\mathbb{F}_\xi(x) = 1 - e^{-\frac{1}{14000}x}$ tetszőleges $x > 0$ esetén, így a keresett valószínűség:

$$\mathbb{P}(\xi \geq 20000) = 1 - \mathbb{P}(\xi < 20000) = 1 - \mathbb{F}_\xi(20000) = 1 - (1 - e^{-\frac{20000}{14000}}) = e^{-\frac{20}{14}} = 0.2397.$$

9.● Megoldás. Jelölje ξ a csiga élettartalmát években mérve. Mivel $\mathbb{E}(\xi) = 1.48 = \frac{1}{\lambda}$, így $\lambda = \frac{1}{1.48}$ és $\xi \sim \text{Exp}(\lambda = \frac{1}{1.48})$.

A keresett valószínűség:

$$\begin{aligned}\mathbb{P}(2 < \xi < 3) &= \mathbb{P}(\xi < 3) - \mathbb{P}(\xi < 2) = \mathbb{F}_\xi(3) - \mathbb{F}_\xi(2) = \\ &= (1 - e^{-\frac{3}{1.48}}) - (1 - e^{-\frac{2}{1.48}}) = e^{-\frac{2}{1.48}} - e^{-\frac{3}{1.48}} = 0.1272.\end{aligned}$$

10.● Megoldás. Jelölje ξ a hallgató feladat megoldására fordított idejét percben mérve. Mivel $\mathbb{E}(\xi) = 3 = \frac{1}{\lambda}$, így $\lambda = \frac{1}{3}$ és $\xi \sim \text{Exp}(\lambda = \frac{1}{3})$.

A keresett valószínűség:

$$\mathbb{P}(\xi < 9) = \mathbb{F}_\xi(9) = 1 - e^{-\frac{9}{3}} = 1 - e^{-3} = 0.9502.$$

11.● Megoldás. Jelölje ξ a gép élettartamát évben mérve. Mivel $\mathbb{E}(\xi) = 9 = \frac{1}{\lambda}$, így $\lambda = \frac{1}{9}$ és $\xi \sim \text{Exp}(\lambda = \frac{1}{9})$.

A K értékét keressük úgy, hogy a $\mathbb{P}(\xi > K) \geq 0.85$ feltétel teljesüljön.

$$0.85 \leq \mathbb{P}(\xi > K) = 1 - \mathbb{P}(\xi \leq K) = 1 - \mathbb{P}(\xi < K) = 1 - \mathbb{F}_\xi(K) = 1 - (1 - e^{-\frac{K}{9}}) = e^{-\frac{K}{9}}.$$

A kapott exponenciális egyenlőtlenség már könnyen megoldható. $e^{-\frac{K}{9}} \geq 0.85$, $-\frac{K}{9} \geq \ln(0.85)$, $K \leq -9 \ln(0.85) = 1.4627$.

12.● Megoldás. Jelölje ξ a TV élettartamát évben mérve. Mivel $\mathbb{E}(\xi) = 6 = \frac{1}{\lambda}$, így $\lambda = \frac{1}{6}$ és $\xi \sim \text{Exp}(\lambda = \frac{1}{6})$.

A K értékét keressük úgy, hogy a $\mathbb{P}(\xi > K) \geq 0,78$ feltétel teljesüljön.

$$0,78 \leq \mathbb{P}(\xi > K) = 1 - \mathbb{P}(\xi \leq K) = 1 - \mathbb{P}(\xi < K) = 1 - \mathbb{F}_\xi(K) = 1 - (1 - e^{-\frac{K}{6}}) = e^{-\frac{K}{6}} \geq 0,78.$$

A kapott exponenciális egyenlőtlenség már könnyen megoldható. $e^{-\frac{K}{6}} \geq 0,78$, $-\frac{K}{6} \geq \ln(0,78)$, $K \leq -6 \ln(0,78) = 1,4608$.

13.● Megoldás. Mivel $\mathbb{E}(\xi) = 1,8 = \frac{1}{\lambda}$, így $\lambda = \frac{1}{1,8}$ és $\xi \sim \text{Exp}(\lambda = \frac{1}{1,8})$. Legyen $\eta \doteq \xi^2$. Érdemes észrevenni, hogy az η valószínűségi változó mediánját keressük, amit most m -mel jelölünk. Az m értékének a meghatározásához az $\mathbb{F}_\eta(m) = \frac{1}{2}$ egyenletet kell megoldanunk. Ehhez először meg kell határozni az $\eta = \xi^2$ valószínűségi változó eloszlásfüggvényét. Mivel $\eta = \xi^2 \geq 0$, így $\mathbb{F}_\eta(x) = 0$, ha $x < 0$. Másrészt, $\xi \geq 0$, így $\sqrt{\xi^2} = |\xi| \xi$. Így kapjuk, hogy

$$\mathbb{F}_\eta(x) = \mathbb{P}(\eta < x) = \mathbb{P}(\xi^2 < x) = \mathbb{P}(\xi < \sqrt{x}) = \begin{cases} 0 & \text{ha } x < 0, \\ 1 - e^{-\frac{\sqrt{x}}{1,8}}, & \text{ha } x > 0. \end{cases}$$

Tehát az $1 - e^{-\frac{\sqrt{m}}{1,8}} = \frac{1}{2}$ exponenciális egyenletet kell megoldani. A megoldás: $e^{-\frac{\sqrt{m}}{1,8}} = 0,5$, $-\frac{\sqrt{m}}{1,8} = \ln(0,5)$, $m = [1,8 \ln(0,5)]^2 = 1,5567$.

14.● Megoldás. $\xi \sim \text{Exp}(\lambda)$. Tudjuk, hogy $\mathbb{E}(\xi) = \mathbb{D}(\xi) = 0,3 = \frac{1}{\lambda}$. Így

$$\frac{1}{\lambda^2} = \mathbb{D}^2(\xi) = \mathbb{E}(\xi^2) - [\mathbb{E}(\xi)]^2 = \mathbb{E}(\xi^2) - \frac{1}{\lambda^2},$$

amiből rendezéssel kapjuk, hogy $\mathbb{E}(\xi^2) = \frac{2}{\lambda^2}$. A várható érték linearitása alapján

$$\mathbb{E}(8\xi^2 - 19\xi + 7) = 8\mathbb{E}(\xi^2) - 19\mathbb{E}(\xi) + 7 = 8\frac{2}{\lambda^2} - 19\frac{1}{\lambda} + 7 = 16 \cdot 0,3^2 - 19 \cdot 0,3 + 7 = 2,74.$$

15.● Megoldás. Mivel $\mathbb{E}(\xi) = 1,9 = \frac{1}{\lambda}$, így $\lambda = \frac{1}{1,9}$ és $\xi \sim \text{Exp}(\lambda = \frac{1}{1,9})$. Egy lövés találatának a valószínűsége $\mathbb{P}(\xi < 9,0) = \mathbb{F}_\xi(9,0) = 1 - e^{-\frac{9,0}{1,9}}$, amiből a függetlenség felhasználásával kapjuk, hogy az

$$\left(1 - e^{-\frac{9,0}{1,9}}\right)^n \geq 0,8$$

exponenciális egyenlőtlenséget kell megoldanunk. A megoldás: $n \ln(1 - e^{-\frac{9,0}{1,9}}) \geq \ln(0,8)$, $n \leq \frac{\ln(0,8)}{\ln(1 - e^{-\frac{9,0}{1,9}})} = 25,34$, tehát a céllovó legfeljebb 25-ször lőhet.

16.● Megoldás.

3. Normális eloszlás

17.● Megoldás. Jelölje ξ a munkadarab hosszát. Tudjuk, hogy $\xi \sim \mathcal{N}(m = 65, \sigma^2 = 1.3^2)$. Ekkor a keresett valószínűség:

$$\mathbb{P}(\xi < 67.08) = \mathbb{P}\left(\eta < \frac{67.08 - 65}{1.3}\right) = \Phi(2.3692) = 0.9909.$$

18.● Megoldás. jelölje ξ a munkadarab hosszát. Tudjuk, hogy $\xi \sim \mathcal{N}(m = 50, \sigma^2)$. A feledat az ismeretlen szórás meghatározása. Ekkor

$$0.85 = \mathbb{P}(\xi < 50.05) = \mathbb{P}\left(\eta < \frac{50.05 - 50}{\sigma}\right) = \Phi\left(\frac{0.05}{\sigma}\right),$$

amiből az ismeretlen σ paramétert már könnyű kifejezni. $1.04 = \frac{0.05}{\sigma}$, $\sigma = \frac{0.05}{1.04} = 0.0481$.

19.● Megoldás. Tudjuk, hogy $\xi \sim \mathcal{N}(m = 0, \sigma^2)$, ahol a σ^2 paraméter ismeretlen; továbbá $\mathbb{P}(-5.8 \leq \xi \leq 5.8) = 0.42$. Először a σ értékét határozzuk meg. Standardizálással kapjuk, hogy $\eta \doteq \frac{\xi - 0}{\sigma} \sim \mathcal{N}(0, 1)$.

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(-5.8 \leq \xi \leq 5.8) &= \mathbb{P}\left(\frac{-5.8}{\sigma} \leq \eta \leq \frac{5.8}{\sigma}\right) = \\ &= \Phi\left(\frac{5.8}{\sigma}\right) - \Phi\left(-\frac{5.8}{\sigma}\right) = 2\Phi\left(\frac{5.8}{\sigma}\right) - 1 = 0.42, \quad \text{azaz} \\ &\quad \Phi\left(\frac{5.8}{\sigma}\right) = \frac{0.42 + 1}{2} = 0.71 \end{aligned}$$

A kapott egyenlőségéből az ismeretlen szórás már visszakereséssel meghatározható: $\frac{5.8}{\sigma} = 0.55$, $\sigma = \frac{5.8}{0.55} = 10.5455$.

A keresett valószínűség:

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(0.5 \leq 1.7\xi + 1 < 1.7) &= \mathbb{P}\left(\frac{0.5 - 1}{1.7} \leq \xi < \frac{1.7 - 1}{1.7}\right) = \\ &= \mathbb{P}\left(\frac{0.5 - 1}{1.7 \cdot 10.5455} \leq \eta < \frac{1.7 - 1}{1.7 \cdot 10.5455}\right) = \Phi(0.04) - \Phi(-0.03) = \\ &= \Phi(0.04) + \Phi(0.03) - 1 = 0.5160 + 0.5160 - 1 = 0.028. \end{aligned}$$

20.● Megoldás. Jelölje ξ egy alkatrész élettartamát. Ekkor $\xi \sim \mathcal{N}(m = 2, \sigma^2 = 0.29^2)$. A feladatot a függetlenség feltételezése mellett oldjuk meg. Legyen $p \doteq \mathbb{P}(4 \leq \xi < 5)$.

A p értékének a meghatározása:

$$\begin{aligned} p = \mathbb{P}(4 \leq \xi < 5) &= \mathbb{P}\left(\frac{4-2}{2.9} \leq \eta \leq \frac{5-2}{2.9}\right) = \\ &= \Phi(1.0345) - \Phi(0.6896) = 0.8485 - 0.7549 = 0.0936. \end{aligned}$$

Az ismeretlen valószínűség a szita formula alapján: $\mathbb{P}(A_1 \cup A_2) = \mathbb{P}(A_1) + \mathbb{P}(A_2) - \mathbb{P}(A_1 \cap A_2) = 2p - p^2 = 0.1784$.

21.● Megoldás. Jelölje ξ a zacskóba töltött cukorka mennyiségét. Tudjuk, hogy $\xi \sim \mathcal{N}(m = 1\sigma^2 = 0.031^2)$. Ekkor standardizálással kapjuk, hogy

$$\begin{aligned} p = \mathbb{P}(0.95 \leq \xi < 1.05) &= \mathbb{P}\left(\frac{0.95-1}{0.031} \leq \eta < \frac{1.05-1}{0.031}\right) = \Phi(1.6129) - \Phi(-1.6129) = \\ &= 2\Phi(1.6129) - 1 = 2 \cdot 0.9463 - 1 = 0.8926. \end{aligned}$$

A keresett valószínűség a szita formula segítségével már könnyen meghatározható: $\mathbb{P}(A_1 \cup A_2) = \mathbb{P}(A_1) + \mathbb{P}(A_2) - \mathbb{P}(A_1 \cap A_2) = 2p - p^2 = 0.9885$.

22.● Megoldás. Jelölje ξ egy véletlenszerűen kiválasztott alkatrész hosszát, és η 100 megvizsgált alkatrész közül a jó alkatrészek számát. Tudjuk, hogy $\xi \sim \mathcal{N}(m = 35, \sigma^2 = 0.019^2)$, $\eta \sim B(n = 100, p)$, ahol p ismeretlen paraméter. Ezekkel a jelölésekkel a $p_{99} + p_{100}$ értéket kell meghatározni.

Az ismeretlen p paraméter meghatározása:

$$\begin{aligned} p = \mathbb{P}(34.9468 \leq \xi < 35.0532) &= \mathbb{P}\left(\frac{34.9468-35}{0.019} \leq \frac{\xi-35}{0.019} < \frac{35.0532-35}{0.019}\right) = \\ &= \Phi(2.8) - \Phi(-2.8) = 2\Phi(2.8) = 2 \cdot 0.9974 - 1 = 0.9948.. \end{aligned}$$

A keresett valószínűség:

$$\begin{aligned} p_{99} + p_{100} &= \binom{100}{99} p^{99} (1-p)^1 + \binom{100}{100} p^{100} (1-p)^0 = 100 \cdot p^{99} (1-p) + p^{100} = \\ &= p^{99} (100(1-p) + p) = p^{99} (100 - 99p) = 0.9041. \end{aligned}$$

23.● Megoldás. Jelölje ξ_1 az alkatrész átmérőjét, ξ_2 az alkatrész hosszát. Tudjuk, hogy $\xi_1 \sim \mathcal{N}(m = 16, \sigma^2 = 0.007^2)$, $\xi_2 \sim \mathcal{N}(m = 75, \sigma^2 = 0.05^2)$, továbbá a ξ_1 és a ξ_2 valószínűségi

változók függetlenek. Jelölje A azt az eseményt, hogy egy véletlenszerűen kiválasztott alkatrész jó. A feladat a $\mathbb{P}(\overline{A})$ valószínűség meghatározása.

$$\begin{aligned}
 p &\doteq \mathbb{P}(A) = \mathbb{P}(15.986 < \xi_1 < 16.021, 74.95 < \xi_2 < 75.1) = \\
 &= \mathbb{P}(15.986 < \xi_1 < 16.021) \mathbb{P}(74.95 < \xi_2 < 75.1) = \\
 &= \mathbb{P}\left(\frac{15.986 - 16}{0.007} < \eta_1 < \frac{16.021 - 16}{0.007}\right) \mathbb{P}\left(\frac{74.95 - 75}{0.05} < \eta_1 < \frac{75.1 - 75}{0.05}\right) = \\
 &= (\Phi(3) - \Phi(-2))(\Phi(2) - \Phi(-1)) = (\Phi(3) + \Phi(2) - 1)(\Phi(2) + \Phi(1) - 1) = \\
 &= (0.9987 + 0.9772 - 1)(0.9972 + 0.8413 - 1) = 0.9759 \cdot 0.8185 = 0.7988.
 \end{aligned}$$

Így a keresett valószínűség: $\mathbb{P}(\overline{A}) = 1 - p = 0.2012$, tehát az alkatrészek 20.12% lesz selejtes, ami elég sok.

Hivatkozások

- [01] J. **Aczél**, Lectures on Functional Equations and Their Applications, *Academic Press, New York-London*. (1966) [Mathematics in Science and Engineering, Vol. 19].