

Villamosmérnök A4 — 11. hét

Kétdimenziós normális eloszlás, cht - Megoldások

Kétdimenziós normális összefoglalás

Egy kétdimenziós (X, Y) valószínűségi változó **kovariancia mátrixa**:

$$\Sigma = \begin{pmatrix} \text{Var}(X) & \text{Cov}(X, Y) \\ \text{Cov}(X, Y) & \text{Var}(Y) \end{pmatrix}$$

Korrelációs együttható: $r(X, Y) = \frac{\text{Cov}(X, Y)}{\mathbb{SD}(X)\mathbb{SD}(Y)}$.

Kétdimenziós normális eloszlás: Standard kétdimenziós normális eloszlású egy (U, V) pár, ha sűrűségfüggvénye

$$\varphi(u, v) := \frac{1}{2\pi} \exp\left(-\frac{u^2 + v^2}{2}\right) \quad (u, v \in \mathbb{R}).$$

(U, V) zérus várható érték vektorú, egységmátrix kovarianciájú pár. Azt mondjuk, hogy az $(X, Y) = (U, V)\mathbf{A} + \mu$ pár kétdimenziós normális eloszlású $\mu \in \mathbb{R}^2$ várható érték vektorral és $\Sigma \in \mathbb{R}^{2 \times 2}$ (invertálható) kovariancia mátrixszal, ha (U, V) standard normális pár, és $\mathbf{A}^\top \mathbf{A} = \Sigma$, ahol $\mathbf{A} \in \mathbb{R}^{2 \times 2}$.

Egy kétdimenziós normális (X, Y) pár sűrűségfüggvénye:

$$f(x, y) = \frac{1}{2\pi\sigma_X\sigma_Y\sqrt{1-r^2}} \exp\left\{-\frac{1}{2(1-r^2)} \left[\left(\frac{x-\mu_X}{\sigma_X}\right)^2 + \left(\frac{y-\mu_Y}{\sigma_Y}\right)^2 - 2r\frac{(x-\mu_X)(y-\mu_Y)}{\sigma_X\sigma_Y} \right]\right\},$$

ahol $\mathbb{E}X = \mu_X$, $\mathbb{E}Y = \mu_Y$, $\mathbb{SD}(X) = \sigma_X$, $\mathbb{SD}(Y) = \sigma_Y$, és $r = r(X, Y)$ X és Y korrelációs együtthatója. Kétdimenziós normális eloszlás esetében a perem- illetve feltételes eloszlások is normálisok: a marginálisok eloszlása $N(\mu_X, \sigma_X)$ és $N(\mu_Y, \sigma_Y)$, a feltételes eloszlások pedig $N(\mu_{X|Y=y}, \sigma_{X|Y=y})$, ahol

$$\mu_{X|Y=y} = \mu_X + (y - \mu_Y) r \frac{\sigma_X}{\sigma_Y} \quad \text{és} \quad \sigma_{X|Y=y} = \sqrt{1-r^2} \sigma_X.$$

Megjegyzés: az itt használt jelölés kicsit eltér a korábbiaktól. A szórás angolul **standard deviation**, ezért a megszokott $D(X)$ jelölés mellett $\mathbb{SD}(X)$ jelölést is használjuk. A szórásnégyzet angolul **variance**, ezért a megszokott $D^2(X)$ jelölés mellett a $\text{Var}(X)$ jelölés is használjuk. Továbbá X és Y korrelációs együtthatójára a $r(X, Y)$ jelölést használjuk.

A normális eloszlással számolható vagy közelíthető feladatok esetén elfogadható a standard normális eloszlásfüggvényével és excel függvénnyel való válasz is. A megoldásokban önkényesen változtatjuk, hogy melyik formát választjuk, az is előfordul, hogy mindkét formát.

Kétdimenziós normális feladatok

1. Tegyük fel, hogy egy jólmenő étterem heti összbevétele normális eloszlást követ 1 millió forint várható haszonnal, és 700000 forint szórással. Mi annak a valószínűsége, hogy kevesebb, mint 1.5 millió forint a bevétel két, egymást követő héten? Itt tegyünk még fel függetlenséget! Majd nézzük meg, hogyan változik annak a valószínűsége, hogy a második héten több mint 2 millió forint a bevétel feltéve, hogy az első héten 1.5 millió forint volt a bevétel és a korreláció -0.5 ! Mi a második hét várható bevétel ugyan ezen feltétel mellett? Mennyi a két hét várható összbevétele? Mi a szórás?

Megoldás: Rögzítsük a jelöléseket: $\mu := 1$, $\sigma := 0.7$ millió forintban számolva. (X, Y) pár pedig az első, illetve második hét (véletlen) összbevétele (millióban), mindkettő tehát normális (μ, σ) paraméterrel. Függetlenséget feltéve (azaz $r = 0$):

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(X < 1.5, Y < 1.5) &= \mathbb{P}(X < 1.5)\mathbb{P}(Y < 1.5) = \mathbb{P}\left(\frac{X-1}{0.7} < \frac{5}{7}\right) \mathbb{P}\left(\frac{Y-1}{0.7} < \frac{5}{7}\right) = \\ &= \Phi(5/7)\Phi(5/7) \approx 0.762^2 = 0.581 \end{aligned}$$

Namost tegyük fel, hogy $r = -0.5$. Az (X, Y) pár kétdimenziós (nem-standard) normális, peremeloszlásai is normálisak: $Y|X = x$ ($x = 1.5$) várható értéke: $\mu_Y + r(x - \mu_X)\frac{\sigma_Y}{\sigma_X} = 1 - 0.5(1.5 - 1) = 3/4 = 0.75$ (ez a feltételes várható érték), szórása $\sigma_Y\sqrt{1-r^2} = 0.7\sqrt{3}/2 \approx 0.606$, azaz behelyettesítve és standardizálva kapjuk, hogy

$$\mathbb{P}(Y > 2 | X = 1.5) = \mathbb{P}\left(\frac{Y - 0.75}{0.606} > 2.06 | X = 1.5\right) = 1 - \Phi(2.06) \approx 0.02.$$

Standardizálás helyett elfogadható a következő megoldás is:

$$\mathbb{P}(Y > 2 | X = 1.5) = 1 - \text{NORMDIST}(2; 0.75; 0.606; \text{TRUE}).$$

Most koncentráljunk az összbevételekre. A feladat nem kérdezi, de az összbevétel egydimenziós normális eloszlású, mert kétdimenziós normális eloszlás minden lineáris függvénye is normális eloszlású. Az összbevétel várható értéke könnyen adódik: $\mathbb{E}(X + Y) = \mathbb{E}(X) + \mathbb{E}(Y) = 2$. A szórásnégyzet kiszámolásához jó felidézni, hogy ha átrendezzük a korreláció definícióját, akkor $\text{Cov}(X, Y) = r(X, Y)D(X)D(Y)$ összefüggést kapjuk. Ezt és az összeg szórásnégyzetére (más néven varianciájára) vonatkozó összefüggésből az összbevétel szórásnégyzete (szórás gyökvonással adódik): $\text{Var}(X + Y) = \text{Var}(X) + \text{Var}(Y) + 2\text{Cov}(X, Y) = 2 \times 0.7^2 + 2 \times (-0.5)0.7^2 = 0.49$.

2. Budapesten májusban az átlagos hőmérséklet 25°C , 7°C szórással, valamint az átlagnyomás 10^5 Pa, 2×10^4 Pa szórással. A hőmérséklet/nyomás változása szoros összhangban van, köztük lévő korreláció 0.7. Írjuk fel a kovariancia mátrixot majd határozzuk meg a következőket:

- Mi a valószínűsége annak, hogy egy nap melegebb lesz, mint 40°C ? És, hogy alacsonyabb a nyomás 6×10^4 Pa-nál?
- Egy nap 20°C -ot mértünk. Mi annak a valószínűsége, hogy a légnyomás 1.2×10^5 Pa fölött járt? Átlagosan mekkora volt a légnyomás? Mekkora a szórást?
- Feltéve, hogy egy nap 10^5 Pa volt a légnyomás, mi annak a valószínűsége, hogy melegebb volt, mint 35°C ? Átlagosan hány fok volt aznap? Mekkora a szórást?

Megoldás: Rögzítsük az adatokat: $\mu_X := 25$, $\sigma_X := 7$, $\mu_Y := 10^5$, $\sigma_Y := 2 \times 10^4$ és $r := 0.7$, X jelenti az átlag hőmérsékletet, Y pedig a hozzátartozó nyomást. (X, Y) kétdimenziós normális, a kovariancia mátrix (a kovariancia mátrix definíciója felül olvasható, az egyetlen bonyodalom az, hogy ki kell számolni a kovarianciát a $\text{Cov}(X, Y) = r(X, Y)D(X)D(Y)$ összefüggéssel:

$$\Sigma = \begin{pmatrix} 49 & 9.28 \times 10^4 \\ 9.28 \times 10^4 & 4 \times 10^8 \end{pmatrix}.$$

- $\mathbb{P}(X > 40) = \mathbb{P}\left(\frac{X-25}{7} > \frac{15}{7}\right) = 1 - \Phi(15/7) \approx 0.016$,
vagy másképpen $\mathbb{P}(X > 40) = 1 - \text{NORMDIST}(40; 25; 7; \text{TRUE})$;
 $\mathbb{P}(Y < 6 \times 10^4) = \mathbb{P}\left(\frac{Y-10^5}{2 \times 10^4} < -2\right) = 1 - \Phi(2) \approx 0.023$,
vagy másképpen $\mathbb{P}(Y < 6 \times 10^4) = \text{NORMDIST}(6 \times 10^4; 10^5; 2 \times 10^4; \text{TRUE})$;
- $x = 20$, $Y | X = x$ normális eloszlású $\left(\mu_Y + \frac{\sigma_Y}{\sigma_X}r(x - \mu_X), \sigma_Y\sqrt{1 - r^2}\right)$ paraméterekkel. Azaz ennek a várható értéke: $10^5 + \frac{2 \times 10^4}{7}(20 - 25)0.7 = 90000$, és szórása: $2 \times 10^4\sqrt{1 - 0.7^2} \approx 14283$. A keresett valószínűség pedig:

$$\mathbb{P}(Y > 1.2 \times 10^5 | X = 20) = \mathbb{P}\left(\frac{Y - 90000}{14283} > 2.1 | X = 20\right) = 1 - \Phi(2.1) \approx 0.018,$$

vagy másképpen $\mathbb{P}(Y > 1.2 \times 10^5 | X = 20) = 1 - \text{NORMDIST}(120000; 90000; 14283; \text{TRUE})$.

- $y = 10^5$, $X | Y = y$ normális eloszlású $\left(\mu_X + \frac{\sigma_X}{\sigma_Y}r(y - \mu_Y), \sigma_X\sqrt{1 - r^2}\right)$ paraméterekkel. Azaz ennek a várható értéke: $25 + \frac{7}{2 \times 10^4}(10^5 - 10^5)0.7 = 25$, és szórása: $7\sqrt{1 - 0.7^2} \approx 5$. A keresett valószínűség pedig:

$$\mathbb{P}(X > 35 | Y = 10^5) = \mathbb{P}\left(\frac{X - 25}{5} > 2 | Y = 10^5\right) = 1 - \Phi(2) \approx 0.023,$$

vagy másképpen $\mathbb{P}(X > 35 | Y = 10^5) = 1 - \text{NORMDIST}(35; 25; 5; \text{TRUE})$.

3. Magyarországon a felnőtt férfiak testmagassága átlagosan 178 cm, 9 cm szórással, míg testsúlyuk 85 kg, 10 kg szórással. A korrelációs együttható 0.7, azaz minél magasabb valaki, annál súlyosabb is. Írjuk fel a kovariancia mátrixot!

- Mi a valószínűsége annak, hogy egy férfi magasabb 2 méternél? És, hogy nehezebb 100 kg-nál?
- Feltéve, hogy egy férfi 80 kg, mi annak a valószínűsége, hogy magasabb, mint 180 cm? Várhatóan hány cm magas egy ilyen férfi? Mekkora a szórást?
- Átlagosan mekkora súlyú egy 190 cm magas férfi?
- Átlagosan milyen magas egy 94.3 kg-os férfi?
- Hasonlítsuk össze az utolsó két eredményt.

Megoldás: Rögzítsük az adatokat: $\mu_X := 178$, $\sigma_X := 9$, $\mu_Y := 85$, $\sigma_Y := 10$ és $r := 0.7$, X jelenti a magasságot, Y pedig hozzátartozó testsúlyt. (X, Y) kétdimenziós normális, a kovariancia mátrix:

$$\Sigma = \begin{pmatrix} 81 & 63 \\ 63 & 100 \end{pmatrix}.$$

- $\mathbb{P}(X > 200) = \mathbb{P}\left(\frac{X-178}{9} > \frac{22}{9}\right) = 1 - \Phi(22/9) \approx 0.0073$; $\mathbb{P}(Y > 100) = \mathbb{P}\left(\frac{Y-85}{10} > 1.5\right) = 1 - \Phi(1.5) \approx 0.067$;

- (b) $y = 80$, $X|Y = y$ normális eloszlású $\left(\mu_X + \frac{\sigma_X}{\sigma_Y}r(y - \mu_Y), \sigma_X\sqrt{1-r^2}\right)$ paraméterekkel. Azaz ennek a várható értéke: $178 + (9/10)(80 - 85) \times 0.7 = 174.85$, és szórása: $9\sqrt{1-0.7^2} \approx 6.43$. A keresett valószínűség pedig:

$$\mathbb{P}(X > 180 | Y = 80) = \mathbb{P}\left(\frac{X - 174.85}{6.43} > \frac{180 - 174.85}{6.43} | Y = 80\right) = 1 - \Phi(0.817) \approx 0.206.$$

Érdekesképpen: feltétel nélkül $\mathbb{P}(X > 180) = 1 - \Phi(2/9) \approx 0.412$.

- (c) $x = 190$, $Y|X = x$ normális eloszlású $\left(\mu_Y + \frac{\sigma_Y}{\sigma_X}r(x - \mu_X), \sigma_Y\sqrt{1-r^2}\right)$ paraméterekkel. Azaz ennek a várható értéke: $85 + (10/9)(190 - 178) \times 0.7 \approx 94.3$.
- (d) A korábbiak mintájára a 94.3 súlyú férfiak általában $178 + (9/10)(94.3 - 85) \times 0.7 \approx 183.8$ magasak.
- (e) Általános megfogalmazásban a (c) és (d) feladatokban a regressziós egyeneseket (ami normális eloszlás esetén egybeesik a feltéles várható értékkel) értékeltük ki megadott helyeken. A két alfeladat demonstrálja, hogy a két regressziós egyenes nem egymás inverze.

4. Az X áramerősség normális $N(230, 6)$ eloszlású, a mérőkészülék Z hibája ettől független $N(0, 8)$ eloszlású, mi az $Y = X + Z$ értéket mérjük. Mi a valószínűsége, hogy $Z > X/20$?

Megoldás: A feladatban az Y képletét semmire nem használjuk. Először is a kérdés átírható: $\mathbb{P}(Z > X/20) = \mathbb{P}(20Z - X > 0)$. Vegyük észre, hogy mivel kétdimenziós normális eloszlás lineáris függvénye, ezért $20Z - X$ normális eloszlású, $\mathbb{E}(20Z - X) = -230$ várható értékkel és $\text{Var}(20Z - X) = \text{Var}(20Z) + \text{Var}(-X) + 2\text{Cov}(20Z, -X) = 400\text{Var}(Z) + \text{Var}(X) - 40\text{Cov}(Z, X) = 400 \cdot 64 + 36 - 40 \cdot 0$ varianciával vagyis $\mathbb{SD}(20Z - X) = 160, 112$ szórással. Ezt használva $\mathbb{P}(20Z - X > 0) = 1 - \text{NORMDIST}(0; -230; 160, 112; \text{TRUE}) \approx 0, 075$.

5. Legyen a (X, Y) pár kétdimenziós normális eloszlású, r korrelációval. Mi az eloszlása $U = X + Y$ -nak és $V = X - Y$ -nak? Független-e U a V -től? Számoljuk ki a várható értékeket és szórásokat is!

Megoldás: Az (U, V) kétdimenziós normális eloszlású pár, mert az (X, Y) kétdimenziós normális eloszlású valószínűségi változó pár lineáris függvénye. Emiatt U és V pontosan akkor függetlenek, ha korrelálatlanok: $\text{Cov}(U, V) = \text{Cov}(X + Y, X - Y) = \text{Cov}(X, X) - \text{Cov}(X, Y) + \text{Cov}(Y, X) - \text{Cov}(Y, Y)$, a két középső tag kiejti egymást, így használva, hogy a variancia az az önmagától való kovariancia adódik $\text{Cov}(U, V) = \text{Var}(X) - \text{Var}(Y)$, azaz, ha $\sigma_X = \sigma_Y$, akkor függetlenek, egyébként függők. Valamint $\mathbb{E}(X \pm Y) = \mu_X \pm \mu_Y$; $\text{Var}(X \pm Y) = \sigma_X + \sigma_Y \pm 2r\sigma_X\sigma_Y$.

6. Hogyan generálna le kétdimenziós normális eloszlású véletlen pontokat a síkon, melyek várható értéke (μ_1, μ_2) , szórása (σ_1, σ_2) , korrelációs együtthatója pedig r . Független-e a koordináták, ha $r = 0$?

Megoldás: Vegyünk egy (U, V) standard normális véletlen párt (azaz U, V standard normális véletlen szám, egymástól függetlenül - nem azonosak az előző feladatban szereplőkkel). Adottak a $\mu_1, \mu_2 \in \mathbb{R}$; $\sigma_1, \sigma_2 \in \mathbb{R}^+$ és $-1 < r < 1$ számok. Kell: egy (X, Y) pár, hogy $\mathbb{E}X = \mu_1$, $\mathbb{E}Y = \mu_2$, $\mathbb{SD}(X) = \sigma_1$, $\mathbb{SD}(Y) = \sigma_2$, illetve $\text{Cov}(X, Y) = r\sigma_1\sigma_2$, és persze (X, Y) kétdimenziós normális. Ezt lineáris transzformációval érjük el a standard (U, V) párból. Legyen $X = \sigma_1U + \mu_1$, ezzel az egyik marginális már megvan, a másikat $Y := aU + bV + \mu_2$ alakban keressük. Y várható értéke be van löve, már csak $a, b \in \mathbb{R}$ - egyelőre ismeretlen - paramétereket kell úgy megválasztani, hogy Y szórása, illetve X, Y kovarianciája megfelelő legyen. Erre pedig a következő adódik: a függetlenség miatt $\text{Var}(Y) = \text{Var}(aU + bV) = a^2 + b^2 = \sigma_2^2$, illetve $\text{Cov}(X, Y) = \text{Cov}(\sigma_1U + \mu_1, aU + bV + \mu_2) = \sigma_1a = r\sigma_1\sigma_2$, azaz $a = r\sigma_2$, illetve $b = \sigma_2\sqrt{1-r^2}$. Ezzel $(X = \sigma_1U + \mu_1; Y = r\sigma_2U + \sigma_2\sqrt{1-r^2}V + \mu_2)$ kétdimenziós normális a megfelelő paraméterekkel. U, V -t a megszokott módon így generálunk az (A1, B1) cella párban: A1=Norm.Inv(Rand();0;1), B1=Norm.Inv(Rand();0;1). Ebből pedig az előbbi transzformációval kapunk kétdimenziós normálisat. Ha $r = 0$, a koordináták függetlenek, mert normális esetben korrelálatlanságból következik a függetlenség, és ez konkrétan meg is jelenik, ugyanis a fenti transzformációban: $r = 0$ esetén Y csak V -től függ, U -tól nem.

CHT

Centrális határeloszlás-tétel (CHT): legyenek X_1, X_2, \dots független, azonos eloszlású valószínűségi változók, $\mu := \mathbb{E}X_i \in \mathbb{R}$ és $\sigma := \mathbb{SD}(X_i) \in \mathbb{R}^+$. Ekkor

$$\mathbb{P}\left(\frac{X_1 + X_2 + \dots + X_n - n\mu}{\sigma\sqrt{n}} < x\right) \rightarrow \Phi(x), \text{ amint } n \rightarrow +\infty, (x \in \mathbb{R}).$$

Mindez szóban: elég nagy n esetén a -FAE- valószínűségi változók standardizált összege közelítőleg (standard) normális eloszlású. Speciálisan: ha az X_i változókat azonos, p paraméterű Bernoulli változóknak választjuk, akkor jutunk el a de Moivre-Laplace tételhez (avagy binomiális CHT).

7. Mennyi annak a valószínűsége, hogy 12 000 kockadobás során előforduló hatosok száma 1900 és 2150 közé esik?

Megoldás: Legyen S_{12000} a hatosok száma, ekkor S_{12000} egy $n = 12000$, $p = \frac{1}{6}$ paraméterű binomiális valószínűségi változó, ami köztudottan felírható független, azonos eloszlású valószínűségi változók összegeként: $I_1 + I_2 + \dots + I_{12000}$ alakban, ahol az I_k indikátor 1 ha a k . dobásunk 6-os, egyébként 0. Vagy fejből vagy az előbbi

indikátoros felírásból adódik, hogy $\mathbb{E}S_{12000} = np = 2000$ és $\mathbb{SD}(S_{12000}) = \sqrt{npq} = \frac{100}{\sqrt{6}}$. Az indikátoros felírásból adódóan S_{12000} közelíthető $N(2000, \frac{100}{\sqrt{6}})$ eloszlással vagyis

$$\mathbb{P}(S_{12000} \in [1900, 2150]) = \mathbb{P}(S_{12000} - 2000 \in [-100, 150]) = \mathbb{P}\left(\frac{S_{12000} - 2000}{\frac{100}{\sqrt{6}}} \in [-\sqrt{6}, \frac{3}{2}\sqrt{6}]\right) \approx \Phi\left(\frac{3}{2}\sqrt{6}\right) - \Phi(-\sqrt{6}).$$

A válasz természetesen a $NORMDIST(2150; 2000; \frac{100}{\sqrt{6}}, TRUE) - NORMDIST(1900; 2000; \frac{100}{\sqrt{6}}, TRUE)$ alakban is elfogadható. Megjegyezzük, hogy mivel ismerjük S_{12000} pontos eloszlását (binomiális a megadott paraméterekkel), ezért a választ pontosan is kiszámolhattuk volna. A fenti közelítő megoldás jóval kevesebb számolást igényel.

8. Egy gyár két fajta érmét gyárt: egy igazságosat, és egy hamisat ami 55% eséllyel mutat fejet. Van egy ilyen érménk, de nem tudjuk igazságos-e vagy pedig hamis. Ennek eldöntésére a következő statisztikai tesztet hajtjuk végre: Feldobjuk az érmét 1000-szer. Ha legalább 525-ször fejet mutat, akkor hamisnak nyilvánítjuk, ha 525-nél kevesebb fej lesz a dobások között, akkor az érmét igazságosnak tekintjük. Mi a valószínűsége, hogy a tesztünk téved abban az esetben, ha az érme igazságos volt? És ha hamis volt?

Megoldás:

Kétféle hibával kell számolnunk:

- Igazságos az érme, de mi hamisnak mondjuk. Ennek valószínűsége $\mathbb{P}(S_{1000}^{igaz} \geq 525)$, ahol S_{1000}^{igaz} binomiális eloszlású ($n = 1000, p = 0,5$) paraméterekkel (hiszen feltesszük, hogy az igazságos érmével dobunk). A cht miatt S_{1000}^{igaz} közelíthető egy $1000 \cdot 0,5 = 500$ várható értékű és $\sqrt{1000 \cdot 0,5 \cdot 0,5} \approx 15,81$ szórású normális eloszlással, ezért $\mathbb{P}(S_{1000}^{igaz} \geq 525)$ körülbelül $1 - NORMDIST(525; 500; 15,81, TRUE) \approx 0,057$.
- Hamis az érme, de mi igazságosnak mondjuk. Ennek valószínűsége $\mathbb{P}(S_{1000}^{hamis} < 525)$, ahol S_{1000}^{hamis} binomiális eloszlású ($n = 1000, p = 0,55$) paraméterekkel. A cht miatt S_{1000}^{hamis} közelíthető egy $1000 \cdot 0,55 = 550$ várható értékű és $\sqrt{1000 \cdot 0,55 \cdot 0,45} \approx 15,73$ szórású normális eloszlással, ezért $\mathbb{P}(S_{1000}^{hamis} < 525)$ körülbelül $NORMDIST(525; 500; 15,73, TRUE) \approx 0,055$.

Megjegyezzük, hogy ez tekinthető egy bevezető feladatnak a matematikai statisztikába.

9. Határozzuk meg azt a k egész számot, amelyre igaz, hogy annak a valószínűsége, hogy 1000 érmedobás során a fejek száma $500 - k$ és $500 + k$ közé esik, kb. 0.9.

Megoldás: S_{1000} binomiális eloszlású ($n = 1000, p = 0,5$) paraméterekkel. A cht miatt S_{1000} közelíthető egy $1000 \cdot 0,5 = 500$ várható értékű és $\sqrt{1000 \cdot 0,5 \cdot 0,5} \approx 15,81$ szórású normális eloszlással. Itt kényelmesebb a standard normális eloszlásra való visszavezetéssel dolgozni, mert a $\Phi(-x) = 1 - \Phi(x)$ szimmetriából adódó azonossághoz jobban hozzászoktunk.

$$0,9 \approx \mathbb{P}(500 - k < S_{1000} < 500 + k) = \mathbb{P}\left(\frac{-k}{15,81} < \frac{S_{1000}}{15,81} < \frac{k}{15,81}\right) = \Phi\left(\frac{k}{15,81}\right) - \Phi\left(\frac{-k}{15,81}\right) = 2\Phi\left(\frac{k}{15,81}\right) - 1.$$

A fentiből $\Phi\left(\frac{k}{15,81}\right) \approx \frac{0,9+1}{2} = 0,95$ adódik, amiből

$$\frac{k}{15,81} \approx \Phi^{-1}(0,95) = NORM.INV(0,9; 0; 1) \approx 1,64.$$

Így $k \approx 1,64 \cdot 15,81 \approx 26$.

10. Mennyi a valószínűsége annak, hogy 50 darab független és azonos eloszlású valószínűségi változó összege a $[0, 30]$ intervallumba esik, ha egy ilyen változó eloszlása a $[0, 1]$ intervallumon

(a) egyenletes;

Megoldás: A bevezetésben szereplő jelöléssel: $m = \frac{1}{2}$, $\sigma = \frac{1}{\sqrt{12}}$, és $n = 50$. Behelyettesítve:

$$P(S_{50} < 30) = P\left(\frac{S_{50} - 25}{\sqrt{\frac{50}{12}}} < \frac{30 - 25}{\sqrt{\frac{50}{12}}}\right) \approx \Phi(\sqrt{6}) \approx 0.993$$

(b) $f(x) = 2x$ sűrűségfüggvény szerint alakul?

Megoldás: A bevezetésben szereplő jelöléssel: $m = \int_0^1 2x \cdot x dx = \frac{2}{3}$, $\sigma^2 = \int_0^1 2x \cdot x^2 dx - m^2 = \frac{1}{2} - \left(\frac{2}{3}\right)^2 = \frac{1}{18}$, és $n = 50$. Behelyettesítve:

$$P(S_{50} < 30) = P\left(\frac{S_{50} - 50 \cdot \frac{2}{3}}{\sqrt{\frac{50}{18}}} < \frac{30 - 50 \cdot \frac{2}{3}}{\sqrt{\frac{50}{18}}}\right) \approx \Phi(-1.63) \approx 0.0516$$

11. Becsüljük meg annak valószínűségét, hogy 10000 kockadobás összege 34800 és 35200 közé esik.

Megoldás: Legyen $S_{10000} = X_1 + X_2 + \dots + X_{10000}$ 10000 darab független kockadobás összege. Egy darab kockadobás várható értéke 3,5, szórása pedig $\sqrt{\frac{7 \cdot 5}{12}} \approx 1,7$ (lásd VII/6-os feladat). Így a CHT miatt S_{10000} közelíthető egy $10000 \cdot 3,5 = 35000$ várható értékű $\sqrt{10000 \cdot 1,7} = 170$ szórású normális eloszlással. Így a válasz közelítőleg $NORMDIST(35200; 35000; 170; TRUE) - NORMDIST(34800; 35000; 170; TRUE) \approx 0,76$.

12. Egy kockát folyamatosan feldobunk addig, amíg a dobások összege meghaladja a 300-at. Becsüljük meg annak valószínűségét, hogy legalább 80 dobásra van ehhez szükség.

Megoldás: Akkor van szükség legalább 80 dobásra, ha az első 79 dobás összege nem haladja meg a 300-t. Az előző feladat mintájára a CHT-t használva a következő adódik:

$$\mathbb{P}(S_{79} \leq 300) = \mathbb{P}\left(\frac{S_{79} - 79 \cdot 3,5}{\sqrt{79} \cdot 1,7} \leq \frac{300 - 79 \cdot 3,5}{\sqrt{79} \cdot 1,7}\right) \approx \Phi(1,55) \approx 0,94.$$

13. Adott 100 égőnk, melyek élettartama egymástól független exponenciális eloszlású, 5 óra várható értékkel. Tegyük fel, hogy az égőket egymás után használjuk, azonnal kicserélve azt, amelyik kieggett. Becsüljük meg annak valószínűségét, hogy 525 óra után még van működő égőnk.

Megoldás: $S_{100} = X_1 + X_2 + \dots + X_{100}$, ahol X_1, X_2, \dots, X_{100} független azonososan $\frac{1}{5}$ paraméterű exponenciális eloszlású valószínűségi változók. $\mathbb{E}(S_{100}) = 100 \cdot \mathbb{E}(X) = 100 \cdot 5 = 500$. $\mathbb{SD}(S_{100}) = \sqrt{100} \cdot \mathbb{SD}(X) = 10 \cdot 5 = 50$. Az exponenciális eloszlás szórása ha nem tudjátok fejből, akkor az $\mathbb{SD}(X) = \sqrt{\mathbb{E}(X^2) - (\mathbb{E}(X))^2}$ és az $\mathbb{E}(X^2) = \int_{-\infty}^{\infty} x^2 f(x) dx = \int_0^{\infty} x^2 \frac{1}{5} e^{-\frac{1}{5}x} dx$ összefüggésekből számolható.

A CHT alapján S_{100} közelítőleg $N(500; 50)$ eloszlású, így a kérdésre a következő közelítő válasz adható:

$$\mathbb{P}(S_{100} > 525) \approx 1 - \text{NORMDIST}(525; 500; 50; \text{TRUE}) \approx 0,31, \text{ vagy másképpen}$$

$$\mathbb{P}(S_{100} > 525) = \mathbb{P}\left(\frac{S_{100} - 500}{50} > \frac{525 - 500}{50}\right) \approx 1 - \Phi\left(\frac{1}{2}\right) \approx 0,31.$$

14. A jegyiroda előtt a fiatalok hosszú sorban állnak egy koncertjegyért. Ebben a pillanatban éppen 18-an állnak az egyik pénztár előtt. Megfigyeltem, hogy egy vásárló kiszolgálási ideje memória nélküli (más néven örökifjú) valószínűségi változó 3 perc átlaggal és a kiszolgálási idők függetlenek. Becsülje meg annak a valószínűségét, hogy a most utolsóként álló fiatal több mint 60 percet fog a pénztár előtt eltölteni!

Megoldás: A most utolsó fiatalnak meg kell várnia a többiek kiszolgálását és a sajátját is, így a pénztár előtt eltöltött ideje így írható: $S_{18} = X_1 + X_2 + \dots + X_{18}$, ahol X_1, X_2, \dots, X_{18} független azonososan $\frac{1}{3}$ paraméterű exponenciális eloszlású valószínűségi változók (örökifjúság miatt). Az előző feladattal analóg módon, így a $\mathbb{P}(S_{18}) > 60$ kérdésre körülbelül válaszolhatunk a $1 - \text{NORMDIST}(60; 18 \cdot 3; \sqrt{18} \cdot 3; \text{TRUE})$ formulával.

15. Egy szabályos érmét 40-szer feldobunk, és X -szel jelöljük a kapott fejek számát. Határozzuk meg annak valószínűségét, hogy $X = 20$

- a binomiális eloszlás segítségével,

Megoldás: Binomiális eloszlással kell számolni, így a választ a $\text{BINOMDIST}(20; 40; 0,5; \text{FALSE})$ függvény szolgáltatja, ami körülbelül 0,1253. Itt azért kellett FALSE-t írunk az Excel függvénybe, mert a binomiális eloszlás súlyfüggvényét akartuk használni, ami hasonló a folytonos eloszlások sűrűségfüggvényéhez (persze utóbbi nem a valószínűséget adja meg az előbbivel ellentétben).

- a deMoivre–Laplace-tételt használva. Ez utóbbihoz segítség: $\mathbb{P}\{X = 20\} = \mathbb{P}\{19,5 \leq X < 20,5\}$, ami persze nem számít amíg X -et binomiálisnak (azaz egész értékűnek) tekintjük, de fontos lesz a deMoivre–Laplace-tétel alkalmazásánál.

Megoldás: Az X binomiális, mint tudjuk felírható független indikátorok összegeként, ezért a cht használva közelíthető egy $40 \cdot 0,5 = 20$ várható értékű és $\sqrt{40 \cdot 0,5 \cdot 0,5} = 0,5\sqrt{40}$ szórású normális eloszlással, így

$$\mathbb{P}(19,5 \leq X < 20,5) \approx \text{NORMDIST}(20,5; 20; 0,5\sqrt{40}, \text{TRUE}) - \text{NORMDIST}(19,5; 20; 0,5\sqrt{40}, \text{TRUE}),$$

ami körülbelül 0,1256. Látható, hogy meglehetősen jó közelítést kaptunk.