

Valószínűségszámítás

10. előadás

Arató Miklós

2024.04.22.

Tartalomjegyzék

- 1 Centrális határeloszlástétel
- 2 Szimmetrikus bolyongás

Tétel [Centrális határeloszlástétel független, azonos eloszlású változókra]: Legyenek

ξ_1, ξ_2, \dots független, azonos eloszlásúak, $m := E\xi_1$ és $0 < \sigma^2 = D^2\xi_i < \infty$. Ekkor minden $x \in \mathbb{R}$ -re

$$P\left(\frac{\sum_{i=1}^n \xi_i - n \cdot m}{\sigma \cdot \sqrt{n}} < x\right) \rightarrow \Phi(x) = \int_{-\infty}^x \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot e^{-\frac{t^2}{2}} dt$$

Normális közelítés

Példa 1.

Egy országban meg szeretnék becsülni a koronavírussal fertőzöttek arányát úgy, hogy legalább 0,95 valószínűséggel legfeljebb 1%-ot tévedjünk.

Példa 1.

Egy országban meg szeretnék becsülni a koronavírussal fertőzöttek arányát úgy, hogy legalább 0,95 valószínűséggel legfeljebb 1%-ot tévedjünk. Jelölje N az ország lakosai, M a koronavírussal fertőzöttek számát, n pedig a megvizsgáltak számát, ekkor $p := \frac{M}{N}$ -et akarjuk jól közelíteni. Legyen továbbá X_i értéke 1, ha az i -edik megvizsgált koronavírussal fertőzött és 0 különben. Ekkor a

$$P\left(\left|\frac{X_1 + \dots + X_n}{n} - \frac{M}{N}\right| \leq 0,01\right) \geq 0,95$$

egyenlőtlenségnek kell teljesülnie.

Példa 1. (folyt.)

A centrális határeloszlástétel szerint

$$P \left(\frac{-\sqrt{n} \cdot 0,01}{\sqrt{p(1-p)}} \leq \frac{\sum_{i=1}^n X_i - np}{\sqrt{n}\sqrt{p(1-p)}} \leq \frac{\sqrt{n} \cdot 0,01}{\sqrt{p(1-p)}} \right) \sim$$

$$\sim 2 \cdot \Phi \left(\frac{\sqrt{n} \cdot 0,01}{\sqrt{p(1-p)}} \right) - 1 \geq 0,95,$$

azaz $\Phi \left(\frac{\sqrt{n} \cdot 0,01}{\sqrt{p(1-p)}} \right) \geq 0,975 = \Phi(1,96)$, tehát legyen

$\frac{\sqrt{n} \cdot 0,01}{\sqrt{p(1-p)}} \geq 1,96$. Ezzel $\sqrt{n} \geq 1,96 \cdot \frac{1}{0,01} \cdot \sqrt{p(1-p)}$, ha ¹
 $n \geq 10000$, tehát ha normális közelítéssel dolgozunk, kb. 10 000 embert kell megkérdezni.

¹mivel a $\sqrt{p(1-p)}$ nem lehet nagyobb 0,5-nél, így a jobb oldal felülről becsülhető 98-cal

Példa 2.

Mihez tart a következő: $e^{-n} \sum_{k=0}^{n-1} \frac{n^k}{k!} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} ?$

Ha végtelenig összegeznénk, nyilván 1 lenne az összeg, de most $n - 1$ -ig megyünk!

Példa 2. (folyt.)

Legyenek $\eta_i \sim 1$ -Poisson függetlenek, ezekre teljesülnek a centrális határeloszlástétel feltételei, azaz felírható:

$$P\left(\frac{\sum_{i=1}^n \eta_i - n \cdot 1}{1 \cdot \sqrt{n}} < x\right) \rightarrow \Phi(x), \text{ ahol } \sum_{i=1}^n \eta_i \sim n\text{-Poisson, így}$$

$$P\left(\sum_{i=1}^n \eta_i < n\right) = e^{-n} \cdot \sum_{k=0}^{n-1} \frac{n^k}{k!}.$$

Ekkor speciálisan $x = 0$ -ra $P\left(\frac{\sum_{i=1}^n \eta_i - n}{\sqrt{n}} < 0\right) \rightarrow \Phi(0) = \frac{1}{2}.$

Tehát a keresett összeg $\frac{1}{2}$ -hez tart.

CHT független változókra

Tétel [Centrális határeloszlástétel független változókra]:

Legyenek

ξ_1, ξ_2, \dots függetlenek. $m_k := E\xi_k$ és $0 < \sigma_k^2 = D^2\xi_k < \infty$,

továbbá $S_n = \xi_1 + \dots + \xi_n$, $D_n^2 = \sum_{k=1}^n \sigma_k^2$. Teljesül az ún.

Ljapunov-feltétel:

$$\frac{1}{D_n^{2+\delta}} \cdot \sum_{k=1}^n E|\xi_k - m_k|^{2+\delta} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0,$$

valamely $0 < \delta$ -ra. Ekkor minden $x \in \mathbb{R}$ -re

$$P\left(\frac{S_n - ES_n}{D_n} < x\right) \rightarrow \Phi(x) = \int_{-\infty}^x \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot e^{-\frac{t^2}{2}} dt$$

Közelítés hibája

Tétel [Berry-Esséen] Legyenek ξ_1, ξ_2, \dots független, azonos eloszlású valószínűségi változók, továbbá $E|\xi_1|^3 < \infty$ és

$$T_n := \frac{\sum_{k=1}^n \xi_k - n \cdot m}{\sigma \sqrt{n}}. \text{ Ekkor } \sup_x |F_{T_n}(x) - \Phi(x)| \leq 0,474 \cdot \frac{E|\xi_1 - m|^3}{\sigma^3 \sqrt{n}}.$$

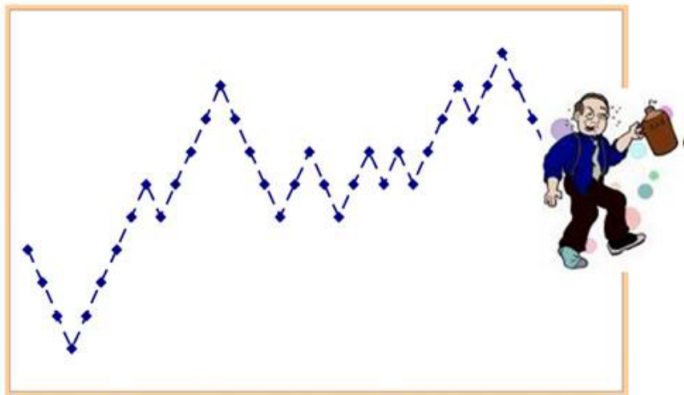
Tétel [Esséen] Legyenek ξ_1, ξ_2, \dots független valószínűségi változók, $E|\xi_k|^3 < \infty$, továbbá $S_n = \xi_1 + \dots + \xi_n$, $D_n^2 = \sum_{k=1}^n \sigma_k^2$,

$$F_n(x) = P\left(\frac{S_n - ES_n}{D_n} < x\right), L_n = \frac{\sum_{k=1}^n E|X_k - m_k|^3}{B_n^{-3/2}}.$$

$$\text{Ekkor } \sup_x |F_n(x) - \Phi(x)| \leq 0,56 L_n$$

Bevezetés

Egy számegyenesen lépegetünk az egészeken 0-ból kiindulva, minden lépésben ugyanakkora eséllyel lépünk balra, mint jobbra.



Tulajdonságok

Legyenek ξ_1, ξ_2, \dots független, azonos eloszlásúak:

$$P(\xi_i = 1) = P(\xi_i = -1) = \frac{1}{2}$$

Ekkor a helyzetünk n lépés után:

$$S_n = \sum_{i=1}^n \xi_i$$

Mit tanultunk eddig S_n -ről?

$$E\xi_i = \frac{1}{2} \cdot 1 + \frac{1}{2} \cdot (-1) = 0, D^2\xi_i = E(\xi_i^2) = 1 \Rightarrow ES_n = 0, D^2(S_n) = n.$$

Teljes valószínűség tétel \Rightarrow

$$P(\exists n \geq 1 : S_n = 0) = 1$$

Tulajdonságok (folyt.)

Teljes várható érték tétel \Rightarrow

$$\tau = \min\{n \geq 1 : S_n = 0\} \Rightarrow E\tau = \infty$$

Nagy számok erős törvénye \Rightarrow

$$\frac{S_n}{n} \rightarrow 0 \text{ 1 valószínűséggel}$$

Csebisev-egyenlőtlenség \Rightarrow

$$P(S_n \geq cn) \leq \frac{n}{c^2 n^2} = \frac{1}{c^2 n}$$

CHT \Rightarrow

$$P\left(\frac{S_n}{\sqrt{n}} < x\right) \rightarrow \Phi(x) \Rightarrow P(y\sqrt{n} < S_n < x\sqrt{n}) \rightarrow \Phi(x) - \Phi(y)$$

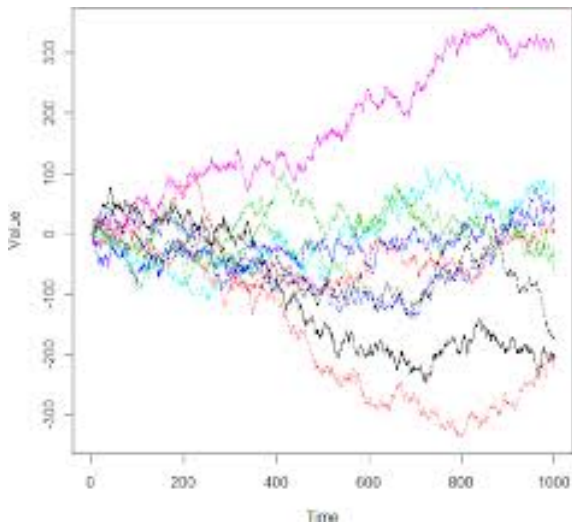
Tulajdonságok (folyt.)

Moivre-Laplace lokális tétel \Rightarrow

$$\tilde{\xi}_i = \frac{\xi_i + 1}{2} \Rightarrow P(\tilde{\xi}_i = 0) = P(\tilde{\xi}_i = 1) = \frac{1}{2} \Rightarrow \tilde{S}_n = \sum_{i_1}^n \tilde{\xi}_i \sim B(n, \frac{1}{2})$$

$$P(S_n = k) = P\left(\tilde{S}_n = \frac{k+n}{2}\right) \sim \frac{1}{\sqrt{2\pi n^{\frac{1}{4}}}} \exp\left(-\frac{\left(\frac{k+n}{2} - \frac{n}{2}\right)^2}{2n^{\frac{1}{4}}}\right) =$$
$$= \sqrt{\frac{2}{\pi n}} \exp\left(-\frac{k^2}{2n}\right), \text{ ha } -A\sqrt{n} \leq k \leq A\sqrt{n}$$

Trajektóriák



Pontos valószínűségek

Legyen $0 \leq k \leq n$ -ra

$$u_{2k} = P(S_{2k} = 0), f_{2k} = P(S_2 \neq 0, \dots, S_{2k-2} \neq 0, S_{2k} = 0) = P(\tau = 2k)$$

Nyilvánvaló, hogy

$$u_{2k} = \frac{\binom{2k}{k}}{2^{2k}}$$

Állítás: $f_{2k} = \frac{u_{2(k-1)}}{2k} = \frac{\binom{2k-2}{k-1}}{k2^{2k-1}}$

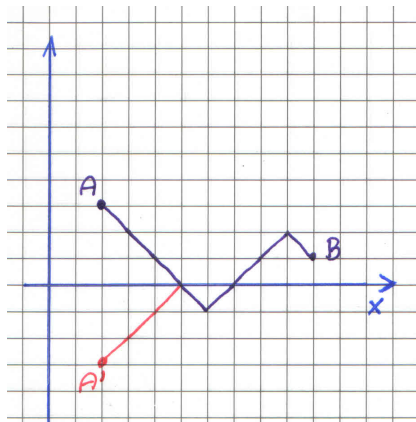
Biz.: $f_{2k} = 2P(S_1 > 0, S_2 > 0, \dots, S_{2k-1} > 0, S_{2k} = 0)$

A, B egész koordinátájú pontok az $x \geq 0$ félsíkon. A -ból B -be vezető út: olyan trajektória, melyet a véletlen bolyongás be tud járni.

Tükrözési elv: legyen A és B az x tengely azonos oldalán lévő két pont. Jelölje A' az A tükörképét az x tengelyre. Ekkor az A -ból B -be vezető azon utak száma, amelyeknek az x tengellyel van közös pontjuk, megegyezik az A' -ből B -be vezető utak számával.

Tükrözési elv bizonyítása

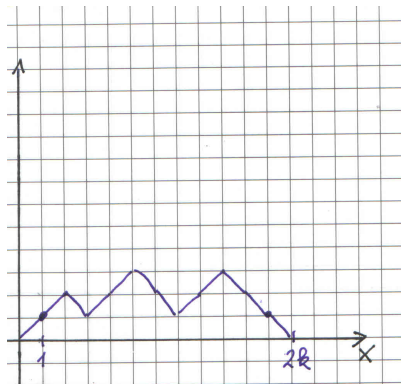
Az $A \rightarrow B$ tengelyt metsző útnál tükrözzük az x tengelyre az első metszéspontig terjedő szakaszt. Így egy $A' \rightarrow B$ utat kapunk. A megfeleltetés kölcsönösen egyértelmű, tehát a két típusú utak száma azonos.



Állítás bizonyításának folytatása

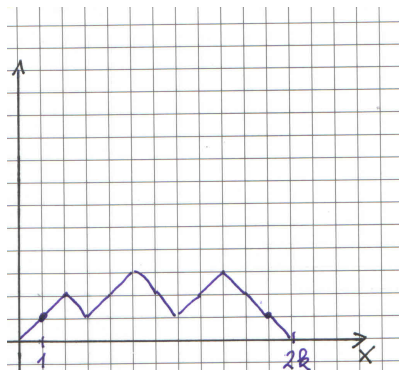
$$P(S_1 > 0, S_2 > 0, \dots, S_{2k-1} > 0, S_{2k} = 0) =$$

= x tengelyt nem érintő utak száma (1, 1)-ből (2k - 1, 1)-be
 2^{2k}



Állítás bizonyításának folytatása

$$\begin{aligned} & \{x \text{ tengelyt nem érintő utak száma } (1, 1)\text{-ből } (2k-1, 1)\text{-be}\} = \\ & \quad \{ \text{utak száma } (1, 1)\text{-ből } (2k-1, 1)\text{-be} \} \\ & \quad - \{x \text{ tengelyt érintő utak száma } (1, 1)\text{-ből } (2k-1, 1)\text{-be}\} \end{aligned}$$



Állítás bizonyításának folytatása

$$f_{2k} = \frac{\binom{2k-2}{k-1} - \binom{2k-2}{k}}{2^{2k}} = \frac{\binom{2k-2}{k-1}}{k2^{2k-1}}$$