

13h Bál

## Val. szám II. kieg.

1. Bernstein egyenletesség
2. Cauchy nagy ellipszoid tétele

Berstein's inequality - 1937

(1)

Sergey Natanovich Bernstein (1880-1968)

$X_1, X_2, \dots, X_n$  függetlenek

$$S_n = X_1 + X_2 + \dots + X_n$$

$$M_{n,1} = E(S_n) = \sum_{k=1}^n E(X_k)$$

$$D_n^2 := D^2(S_n) = \sum_{k=1}^n D^2(X_k)$$

Tétel (Bernstein, 1937)

$$\text{Ha } P(|X_k - E(X_k)| \leq K) = 1$$

$k = 1, 2, \dots, n$ , akkor

$$P(|S_n - E(S_n)| \geq \lambda D_n) \leq 2 \exp\left\{-\frac{\lambda^2}{2\left(1 + \frac{\lambda K}{2D_n}\right)^2}\right\}$$

$$0 \leq \lambda \leq \frac{D_n}{K} \quad \square$$

# Binomialität ("turbo-Markov")

(2)

$$\text{ifh. } \mathbb{E}X_k = 0 \quad k=1, 2, \dots, n$$

$$P(S_n \geq \lambda D_n) = \underbrace{P(e^{tS_n} \geq e^{t\lambda D_n})}_{\text{Markov}} \leq \frac{\mathbb{E}(e^{tS_n})}{e^{t\lambda D_n}}$$

$$P(S_n \geq \lambda D_n) \leq \inf_{t>0} \left\{ \prod_{k=1}^n \mathbb{E}(e^{tX_k}) \cdot e^{-t\lambda D_n} \right\}$$

$$\mathbb{E}(e^{tX_k}) = \sum_{r=0}^{\infty} \frac{t^r}{r!} \mathbb{E}(X_k^r)$$

$$= 1 + 0 + \frac{t^2}{2} \sigma_k^2 + \sum_{r=3}^{\infty} \frac{t^r}{r!} \mathbb{E}(X_k^r) \leq \dots$$

$$\underbrace{\frac{\mu^3 \sigma_k^3}{2} \cdot \frac{\mu^4}{3} \cdot \frac{(\mu^2)^{r-3}}{(r-3)!}}$$

$$\dots \leq 1 + \frac{\mu^2 \sigma_k^2}{2} \left( 1 + \frac{\mu^k e^{\mu k}}{3} \right)$$

$$\leq \exp \left\{ \frac{\mu^2 \sigma_k^2}{2} \left( 1 + \frac{\mu^k e^{\mu k}}{3} \right) \right\}$$

Kor:

$$P(S_n \geq \lambda D_n) \leq \inf_{\mu > 0} \exp \left\{ \frac{\mu^2 D_n^2}{2} \left( 1 + \frac{\mu K e^{\mu K}}{3} \right) - \mu \lambda D_n \right\} =$$

$$= \inf_{\mu > 0} \exp \left\{ \frac{\mu^2}{2} \left( 1 + \frac{\mu K}{3} e^{\frac{\mu K}{3}} \right) - \mu \lambda \right\}$$

suchen wir  $\mu$  + optimaler!

$$\mu = \frac{\lambda}{\left( 1 + \frac{2K}{3D_n} \right)^2} < \lambda$$

$$= \mu \lambda + \frac{\mu^2}{2} \left( 1 + \frac{\mu K}{3} e^{\frac{\mu K}{3}} \right) =$$

$$= \frac{\lambda^2}{\left( 1 + \frac{2K}{3D_n} \right)^2} + \frac{\lambda^2}{2 \left( 1 + \frac{2K}{3D_n} \right)^2} \cdot \frac{1 + \frac{\mu K}{3} e^{\frac{\mu K}{3}}}{\left( 1 + \frac{2K}{3D_n} \right)^2} \leq$$

$$= \frac{\lambda^2}{2 \left( 1 + \frac{2K}{3D_n} \right)^2} \quad \underbrace{1 + \frac{\mu K}{3} e^{\frac{\mu K}{3}}}_{\leq 1} \leq 1$$

Es gilt:

$$P(S_n \geq \lambda D_n) \leq \exp - \frac{\lambda^2}{2 \left( 1 + \frac{2K}{3D_n} \right)^2}$$

wegen  $-S_n - \mu$   
 □ QED

Alakmanál iid-erc

(4)

$X_1, X_2, \dots, X_n$  i. i. d.

$$D^2(X_i) = \sigma^2, \quad D_n = \sqrt{n} \cdot \sigma$$

① | Erős Korlát a Standard fluktuáció?  
tartományában

$$P\left(\left|\frac{S_n - ES_n}{\sigma\sqrt{n}}\right| \geq 1\right) \leq 2 \exp\left\{-\frac{\lambda^2}{2\left(1 + \frac{\lambda K}{25\sqrt{n}}\right)^2}\right\}$$

$$\text{ha } n \geq \frac{\lambda^2 K^2}{\sigma^2}$$

) Statisztikai alakulás:

$$P\left(\left|\frac{S_n}{n} - EX_1\right| \geq \varepsilon\right) \leq \delta$$

ha ...

③ Nagyobbots becslo:

$$\lambda = t \frac{\sqrt{n}}{G} \quad ; \quad t < \frac{G^2}{K}$$

$$P(|S_n - ES_n| \geq t n) \leq 2 \exp \left\{ -n \frac{t^2}{2G^2 \left(1 + \frac{tK}{2G^2}\right)^2} \right\}$$

Megjegyzés

③ Chernoff egyuletkentis (Levman Chernoff 1952)

$X_1, X_2, \dots, X_n$  függetlenek

$$E(X_k) = 0, \quad k = 1, 2, \dots, n$$

$$|X_k| \leq 1 \quad \text{m. G.}$$

$$P(|S_n| \geq \lambda D_n) \leq 2 \exp \left( -\frac{\lambda^2}{2 + \epsilon} \right)$$

$$\text{ha } 0 \leq \lambda \leq \lambda_0(\epsilon) \leq \lambda_0(\epsilon) D_n$$

$$\lambda_0(\epsilon) = 2 \sqrt{\frac{\epsilon}{H \frac{\epsilon}{2}} - 1}$$

Berntain  
Speciális eset

Nagy Elméleti Tétel:

Legyen  $\xi$  egy nem elhajlott val. változó és

$$F(x) = P(\xi < x) \quad (28)$$

az eloszlásfüggvénye. Értelmezzük a következő függvényeket:

$$\mathbb{R} \ni \lambda \mapsto Z(\lambda) = E(e^{\lambda \xi}) \in (0, \infty) \quad (29)$$

$$\mathbb{R} \ni \lambda \mapsto \hat{K}(\lambda) = \ln Z(\lambda) \in (-\infty, \infty) \quad (30)$$

$$\underline{\lambda} = \inf\{\lambda \in \mathbb{R} : Z(\lambda) < \infty\} \quad \bar{\lambda} = \sup\{\lambda \in \mathbb{R} : Z(\lambda) < \infty\} \quad (31)$$

Felteszük, hogy

$$\underline{\lambda} < 0 < \bar{\lambda} \quad (32)$$

Es a feltérés a  $\xi$  val. változó momentumai számvetési sebességig leolvadnak.

**Állítás.**  $\hat{K}(\cdot)$  tulajdonságai:  $(\underline{\lambda}, \bar{\lambda}) \ni \lambda \mapsto \hat{K}(\lambda) \in (-\infty, \infty)$

(1) egytől-ször differenciálható,

(2) szigorúan konvex.

**Skemppítás.**

(1) Differenciálhatóság: ha  $\underline{\lambda} < \lambda < \bar{\lambda}$  akkor minden  $n \in \mathbb{N}$ -re

$$Z^{(n)}(\lambda) = E(\xi^n e^{\lambda \xi}) < \infty \quad (33)$$

amiből  $\hat{K}(\cdot)$  differenciálhatósága is egyenesen olvódik.

(2) Konvexitás:

$$\hat{K}(\lambda) = \frac{E(\xi e^{\lambda \xi})}{E(e^{\lambda \xi})} = \frac{\int_{-\infty}^{\infty} y e^{\lambda y} dF(y)}{\int_{-\infty}^{\infty} e^{\lambda y} dF(y)} = E(\xi^{(\lambda)}) \quad (34)$$

$$\begin{aligned} \hat{K}''(\lambda) &= \frac{E(\xi^2 e^{\lambda \xi})}{E(e^{\lambda \xi})} - \left( \frac{E(\xi e^{\lambda \xi})}{E(e^{\lambda \xi})} \right)^2 = \\ &= \frac{\int_{-\infty}^{\infty} y^2 e^{\lambda y} dF(y)}{\int_{-\infty}^{\infty} e^{\lambda y} dF(y)} - \left( \frac{\int_{-\infty}^{\infty} y e^{\lambda y} dF(y)}{\int_{-\infty}^{\infty} e^{\lambda y} dF(y)} \right)^2 = D^2(\xi^{(\lambda)}) > 0 \end{aligned} \quad (35)$$



ahol  $(13)$  egy

$$P(\xi^{(k)} < x) = F_k(x) = \frac{\int_{-\infty}^x e^{t^2} dF(t)}{\int_{-\infty}^{\infty} e^{t^2} dF(t)} \quad (36)$$

ekvivalenciányú vil. váltak.  $\square$

**Konver konjugálás/Legendre transzformáció:** Legyen  $f: \mathbb{R} \rightarrow [0, \infty]$  a következő képpen értelmezve:

$$f(x) = \sup_{\lambda \in \mathbb{R}} (\lambda x - \hat{f}(\lambda)) \quad (37)$$

Mivel

$$\lim_{\lambda \rightarrow -\infty} \hat{f}(\lambda) = \inf\{x \in \text{supp}(F)\} = a \quad (38)$$

$$\lim_{\lambda \rightarrow \infty} \hat{f}(\lambda) = \sup\{x \in \text{supp}(F)\} = b \quad (39)$$

ha  $x \in (a, b)$ , akkor a

$$\hat{f}(\lambda) = x \quad (40)$$

egyenletnek létezik egyetlen  $\lambda^*(x) \in (\hat{a}, \hat{b})$  megoldása és

$$f(x) = x\lambda^*(x) - \hat{f}(\lambda^*(x)) \quad (41)$$

**Állítás.**  $f(\cdot)$  tulajdonságai  $(a, b) \ni x \Rightarrow f(x) \in [0, \infty)$

(1) *szigorúan differenciálható,*

(2) *szigorúan konvex,*

(3)

$$f(E(\xi)) = 0 \quad (42)$$

(4) *természetesen  $f(x) > 0$  minden  $x \notin E(\xi)$ -en.*

(5)  $f(\cdot)$  *alsóról fény felvétel, konvexizálóképp:*

$$f(x) = \lim_{\varepsilon \rightarrow 0} f(x + \varepsilon), \quad f(x) = \lim_{\varepsilon \rightarrow 0} f(x - \varepsilon), \quad (43)$$

(6)

$$x \notin [a, b] - \text{ra} : f(x) = \infty \quad (44)$$



**Bemutató.**

(1) Differenciálhatóság:  $f(\cdot)$  differenciálható-gyenesen következik  $f(\cdot)$  differenciálhatóságból.

(2) Korrekció: (40)-(41)-ből

$$f'(x) = f''(x) + (x - f'(f'(x))) f''(x) = f''(x) \quad (40)$$

Még egy differenciális után, (40)-t újból felhasználva,

$$f''(x) = f''(x) - (f''(f'(x)))^{-1} > 0 \quad (41)$$

(3) Világos, hogy

$$f''(E(\xi)) = 0 \quad (42)$$

amiből, (41) útján (42) adódik.

(4) Az alatról még folytonosság abból következik, hogy  $f(\cdot)$  folytonos függvények családjának csopótuma (def. alapján).

(5) a (37), (38) és (39)-ből következik.

Harald Cramér (1893-1985)

**Tétel (NET, H. Cramér).** Legyenek  $\xi_i$  i.i.d. val. változók,  $f(\cdot)$  abszolút-függvényekkel és  $(a, b)$  egy valós intervallum.

$$-\frac{1}{n} \ln P\left(\frac{\xi_1 + \xi_2 + \dots + \xi_n}{n} \in (a, b)\right) \rightarrow \inf_{a < x < b} f(x) \quad (43)$$

Megjegyzés: Kivétel nélkül, de szemléletes-féle fogalmazás:

$$P\left(\frac{\xi_1 + \xi_2 + \dots + \xi_n}{n} \approx x\right) = \exp\{-n f(x) + o(n)\} \quad (44)$$

**Bemutató.** Feltételezzük, hogy

$$E(\xi) = \lambda \quad a < \lambda < b \quad (45)$$

(1) **Felső becslés:** Legyen  $\lambda > 0$

$$P\left(\frac{\xi_1 + \xi_2 + \dots + \xi_n}{n} \in (a, b)\right) \leq P\left(\frac{\xi_1 + \xi_2 + \dots + \xi_n}{n} > \lambda\right) < e^{-\lambda n} (E(e^{\lambda \xi}))^n = \exp\{-n(\lambda - f(\lambda))\} \quad (46)$$

(Mivel egyenlőtlenséget használunk  $X = \exp\{\lambda(\xi_1 + \xi_2 + \dots + \xi_n)\}$  val. változóra, majd a  $I$  függvény értékesítését.) A lényegi egyenlőtlenség minden  $\lambda > 0$ -ra igaz, következésképpen

$$\mathbf{P}\left(\frac{\xi_1 + \xi_2 + \dots + \xi_n}{n} \in (a, b)\right) \leq \exp\{-n \sup_{\lambda > 0} (\lambda a - \hat{H}(\lambda))\} \quad (55)$$

Mivel  $a > av$  esetén  $H'(a) > 0$ , azt kapjuk, hogy

$$\sup_{\lambda > 0} (\lambda a - \hat{H}(\lambda)) = \sup_{\lambda > 0} (\lambda a - \hat{H}(\lambda)) = H(a) \quad (57)$$

és végül

$$\mathbf{P}\left(\frac{\xi_1 + \xi_2 + \dots + \xi_n}{n} \in (a, b)\right) \leq \exp\{-nH(a)\} \quad (58)$$

(2) Abbi kezdés: Legyen  $y \in (a, b) \cap (z, z)$ ,  $(y - z, y + z) \subset (a, b)$  és  $H' = H'(y)$ . Legyenek  $\xi_1^*, \xi_2^*, \dots$

$$\mathbf{P}(\xi^* < x) = F^*(x) = \frac{\int_{-\infty}^x e^{H^*(z)} dF^*(z)}{\int_{-\infty}^{\infty} e^{H^*(z)} dF^*(z)} \quad (59)$$

eloszlási f. d. val. változik. Ha  $F_n$ -et, illetve  $F_n^*$ -et jelöljük a  $\xi_1 + \xi_2 + \dots + \xi_n$ , illetve  $\xi_1^* + \xi_2^* + \dots + \xi_n^*$  val. változók eloszlásfüggvényeit

$$F_n(x) = \mathbf{P}(\xi_1 + \xi_2 + \dots + \xi_n < x), \quad F_n^*(x) = \mathbf{P}(\xi_1^* + \xi_2^* + \dots + \xi_n^* < x) \quad (60)$$

akkor

$$dF_n^*(x) = (Z(H^*))^{-n} e^{H^*(x)} dF_n(x), \quad dF_n(x) = (Z(H^*))^n e^{-H^*(x)} dF_n^*(x) \quad (61)$$

Est használva a következő egyenlőtlenség-ecsoztot kapjuk:

$$\begin{aligned} & \mathbf{P}\left(\frac{\xi_1 + \xi_2 + \dots + \xi_n}{n} \in (a, b)\right) \\ & \geq \mathbf{P}\left(\frac{\xi_1 + \xi_2 + \dots + \xi_n}{n} \in (y - z, y + z)\right) = \int_{y-z}^{y+z} dF_n(x) \\ & = (Z(H^*))^n \int_{y-z}^{y+z} e^{-H^*(x)} dF_n^*(x) \geq (Z(H^*))^n e^{-H^*(y+z)} \int_{y-z}^{y+z} dF_n^*(x) \\ & = \exp\{-n(H(y) + zH^*)\} \mathbf{P}\left(\frac{\xi_1^* + \xi_2^* + \dots + \xi_n^*}{n} \in (a, b)\right) \quad (62) \end{aligned}$$

Mivel, a NSzT alapján

$$P\left(\frac{\xi_1^2 + \xi_2^2 + \dots + \xi_n^2}{n} \in (a, b)\right) \rightarrow 1 \tag{63}$$

következik, hogy

$$\liminf_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \ln P\left(\frac{\xi_1^2 + \xi_2^2 + \dots + \xi_n^2}{n} \in (a, b)\right) \geq - \inf_{a < y < b} J(y) \tag{64}$$

□NET

**H.F.** (1) Számoldjuk ki az  $\hat{J}(\lambda)$  és  $J(x)$  függvényeket a normális, exponenciális, Bernoulli és Poisson eloszlásokra.

(2) Ugyancsak eloszlásokra "bizonyítsuk le", hogy (40) alapján és a

$$a^2 = a^{-2} n^2 \sqrt{2 \ln n} (1 + o(1)) \tag{65}$$

Stirling formula segítségével nagy eltérés létezik.