8. Cserti J.: A szivárvány fizikája: esőcseppek fényszórási jelenségei. I., II., III. rész. *Fizikai Szemle 55* (2005) 297–302, 349–355, 422–427.
9. M. F. Land, D.-E. Nilsson: *Animal Eyes.* Oxford University Press, Oxford, UK, 2002, p. 221.
10. W. S. Jagger: The optics of the spherical fish lens. *Vision Research 32* (1992) 1271–1284.
11. R. H. H. Kröger, M. C. W. Campbell, R. D. Fernald, H.-J. Wagner: Multifocal lenses compensate for chromatic defocus in vertebrate eyes. *Journal of Comparative Physiology A 184* (1999) 361–369.
12. Á. Egri, Á. Horváth, G. Kriska, G. Horváth: Optics of sunlit water drops on leaves: conditions under which sunburn is possible. *New Phytologist* (2009) doi: 10.1111/j.1469-8137.2009.03150.x
13. COESA: *U. S. Standard Atmosphere.* U. S. Government Printing Office, Washington, D.C. 1976.
14. A. Barducci, F. Castagnoli, D. Guzzi, P. Marcoionni, I. Pippi, M. Poggesi: Solar spectral irradiometer for validation of remotely sensed hyperspectral data. *Applied Optics 43* (2004) 183–195.
15. R. A. Moss, W. E. Loomis: Absorption spectra of leaves. I. The visible spectrum. *Journal Paper number* J-2017 *of the Iowa Agricultural Experiment Station, Project* 1139, pp. 370–391. (1951)

ADATMINŐSÍTÉS AZ ORVOSI ESZKÖZFEJLESZTÉS SZOLGÁLATÁBAN

Dani Árpád – Vaszary Kolos Kórház, Esztergom
Tóth Eszter, Kovács Anna, Kovács Izolda, Berta Katalin – Ifjúsági Kutató, Vác

Természeti folyamatokban csaknem mindig szerepet kapnak valószínűségi változók. Ez ahhoz vezet, hogy a mért adatok ingadoznak, egy várható érték körül szórnak. Ezért azonos körülmények mellett végzett nagyszámú kísérletben nyert adatokból általában kiszámolják az aritmetikai átlagot és az empirikus szórást, amelyek a várható értékre, illetve a szórásra adnak becslést. Ha az adatok normális (Gauss-) eloszlásúak – vagy normális eloszlással jól közelíthető eloszlásúak –, akkor e két mennyiség megadása elegendő. Pusztán e két érték azonban félrevezető lehet akkor, ha az adatok nem normális eloszlást mutatnak.

Az, hogy a mért adatsor nem normális eloszlású, gyakran fordul elő a biológiai, orvosi gyakorlatban, de még a CERN-ben végzett mérések esetében is. Ezért a CERN-ben egy-egy kísérlet nagyszámú adatának részletes értékelése előtt rutinszerűen meghatározzák az átlagon és szóráson *kívül* például az eloszlás *ferdeségét* is. A ferdeség, amelynek kiszámolásához az MS Excel is felajánl beépített függvényt, azt mutatja meg, hogy milyen mértékben tér el az eloszlás a szimmetrikus (normál) eloszlástól. Értéke negatív, ha az átlagnál kisebb értékekből van több adat, pozitív, ha az átlagosnál nagyobb értékekből van több adat, mint szimmetrikus eloszlás esetén. (A matematikai statisztikában a ferdeség lényegében a harmadik centrális momentummal hozható kapcsolatba, ami az átlagtól való eltérések köbeinek összegével arányos.)

Egy gyakran előforduló „ferde” eloszlás az úgynevezett *lognormális* eloszlás. Egy véletlen mennyiség akkor lognormális eloszlású, ha a mért értékek logaritmusai követnek normális eloszlást. A valószínűségi sűrűségfüggvény alakja tehát:

$$p(x) = \frac{1}{\sigma\, x \sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{(\ln x - m)^2}{2\,\sigma^2}\right]. \qquad (1)$$

Ilyen eloszlás akkor jön létre, ha a mért paraméter nagyon sok, egymástól független véletlen mennyiség szorzataként állítható elő.

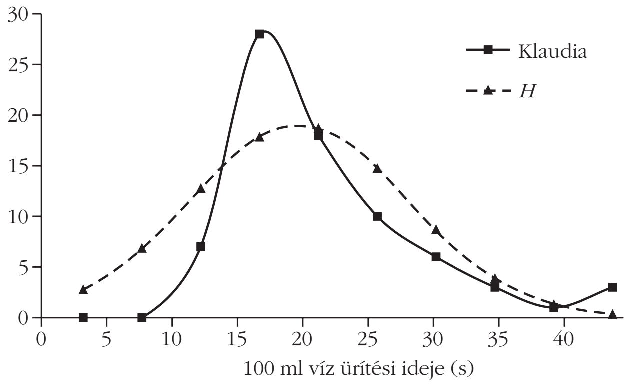
A természettudományban nagyon sok területen tapasztaltak lognormális eloszlású mennyiségeket. A fertőző betegségek lappangási ideje szerint a betegek száma, a virágok mérete szerint azok gyakorisága, a hidroxi-metil-furfurol koncentrációja szerint a különböző kaptárokban gyűjtött méz, de még egy regény mondataiban a szavak száma, vagy országonként az éves családi bevétel szerint a családok száma mindmind inkább követnek lognormális eloszlást, mint normális eloszlást [1]. A *Fizikai Szemlé*ben pedig a lakótéri radonszintek eloszlásának jellemzésekor találkozhattunk a lognormális eloszlással [2]. Feltételezhető, hogy a felsorolt esetek mindegyikében nagyon sok, egymástól független változó befolyásolja a mérési eredményeket. Ennek szigorú bizonyítása azonban eddig egyik esetben sem történt meg.

Ha egy adatsor jó közelítéssel lognormális, akkor annak jellemzésére a lognormális eloszlás két paramétere: m és σ, és ezek konfidencia-intervallumai használhatók. E paraméterek azonban az általános orvosi gyakorlatban nem eléggé szemléletes fogalmak.

Cikkünkben egy urológiai szabadalmat jelentő új katéter tervezésében felhasznált mérési eredmények értékelési folyamatával azt mutatjuk meg, hogyan lehet orvosi szempontból lényeges kérdésekre szemléletesen értelmezhető válaszokat kapni a lognormális eloszlás m és σ paramétereinek ismeretében.

Az új orvosi eszköz

Az urológia történetében először jutott a megvalósítás fázisába egy olyan katéter, amely egy, a testben teljes egészében elbújtatott protézis (Dani Árpád MSz: P 08 00419 szabadalma). Lényeges eleme a könnyen működtethető szelep, amellyel a beteg akaratlagosan, a neki megfelelő időben üríthet. E katéter tervezésekor olyan szelepet kerestünk, amely a beteg komfortérzése érdekében viszonylag rövid ürítési időt tesz lehetővé. Prototípus szelepek készültek, amelyeken termé-



1. ábra. Klaudia által elvégzett kísérletekben az ürítési idők mért értékei (vastagon kihúzott vonal) nem követnek normális eloszlást. A szaggatott vonallal (*H*) megrajzoltuk azt a normális eloszlást, amelynél az aritmetikai átlag (19,7 s) és a szórás (8,4 s) ugyanazon értékek, mint Klaudia méréssorozatánál. A ferdeség a normális eloszlás esetében (természetesen) 0, a valódi mérési adatoknál 1,5. (A függőleges tengelyen azon esetek számát tüntettük fel, amelyeknél az ürítési idő az adott időpillanatot megelőző 4,5 másodperc időintervallumban van.)

szetes körülményeket szimulálva mértük 100 ml víz átfolyási idejét.

A testbe ültethető eszköz anyaga csak az orvosi szabványoknak megfelelő műanyagtípus lehet, esetünkben különböző szerves gyököket tartalmazó szilikon. A szerves gyökök arányának megválasztásával változtatható az anyag keménysége. A vizsgált katéter szelepe a katéter csövében elhelyezett háztető alakú képződmény, amelyet a háztető gerince mentén felhasítottak. A szelepet a tetőgerinccel párhuzamosan ható nyomóerő nyitja. Alapállapotban a szelep-háztetőre a hólyag irányából körülbelül 10^4 Pa többletnyomás hat, amely a két tetőt a gerinc mentén összeszorítja. Ekkor a szelep zárt állapotban van. A szelep nyitását a beteg végzi két ujjával, a szelepet a megfelelő irányból összenyomva. Ekkor, a működtetés megkezdésétől, igen sok véletlen mennyiség befolyásolja az eszköz viselkedését, az ürítési idő nagyságát.

Ha egy orvosi eszköz a beteg aktív részvételével működtethető, akkor az eszköz eredményes működését jellemző mennyiség szükségszerűen véletlen mennyiség lesz, amelynek eloszlása nem szükségszerűen normális eloszlás. Jó esetben az eloszlás valamely ismert eloszlásfüggvénnyel közelíthető, amely feltételezés hipotézisteszttel megvizsgálható.

Kísérletek

A vizsgálat tárgyai szelepek és katéter-prototípusok voltak. A szelepekből 10-10 darab Sh°40 és Sh°60 keménységű szelep készült el. (Az Sh°40 lágyabb, az Sh°60 keményebb szilikon.) A katéter prototípusa két azonos példányban készült, mindkettő szelepe Sh°60 szilikonból.

Minden kísérletben 100 ml víz átfolyási idejét mértük. Ebből következtettünk a szokásos, körülbelül 300 ml ürítésére.

A szelepek esetében a szelepháztetőre gyakorolt többletnyomásnak állandó, 10^4 Pa nyomást biztosítottunk. A katéter-prototípusoknál a többletnyomás 10^4 Pa, illetve $5 \cdot 10^3$ Pa volt.

A szelepnyitást minden egyes kísérleti elrendezésben öt személy végezte el, a szelepek esetén 50, a katéter-prototípusoknál 90 alkalommal, azonosnak tekinthető körülmények között.

Statisztikai eljárások

A különböző anyagú szelepek, illetve az elkészült katéter-prototípusok átfolyási idő szempontjából történő jellemzéséhez és összevetéséhez igen sok (több ezer) mérés statisztikai értékelését végeztük el.

Az *1. ábrá*n Klaudia[1] által elvégzett mérések eredményeinek eloszlása látható. Az eloszlás ferdesége 1,5, ami azt jelentette számunkra, hogy az eloszlást nem kezelhetjük normális eloszlásként. E valódi adatok átlagával és szórásával azonos átlagot és szórást mutató normális eloszlás grafikonja az ábrán a *H* jelű görbe. Jól látható, hogy a valódi (aszimmetrikus) eloszlásnál lényegesen többször fordul elő a beteg komfortérzését bántó, hosszabb ürítési idő, mint amikor az eloszlás ugyanazon átlaggal és szórással normális eloszlású lenne.

Vizsgálatunkban egyetlen méréssorozatot sem találtunk, amelyet normális eloszlásúnak lehetett volna elfogadni. Ugyanakkor a mérési eredmények megfelelően választott csoportjainál a Kolmogorov-teszt α = 0,05 szignifikanciaszint választása mellett nem utasította el azt a hipotézist, hogy az eloszlás lognormális, azzal a hipotézissel szemben, hogy az eloszlás nem lognormális.[2]

A lognormális eloszlást – mint fentebb írtuk – két paramétere: m és σ meghatározza. Ha az ürítési idő lognormális eloszlású, akkor annak a valószínűsége, hogy az ürítési idő egy megadott x időnél nem tart tovább:

$$P(\xi \leq x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_0^x \frac{1}{u} \exp\left[-\frac{(\ln u - m)^2}{2\,\sigma^2}\right] \mathrm{d}\,u \qquad (2)$$

(A P kiszámolásához is ad az MS Excel beépített függvényt.)

[1] A cikk szerzői közül hárman – K. A., K. I., B. K. a váci Ifjúsági Kutató 11. osztályos diákjai – részt vettek a kísérletek tervezésében, szervezték és társaik bevonásával ők kivitelezték a több ezer mérést. Egyik társuk *Klaudia*.

[2] A statisztikai hipotézistesztek azt ellenőrzik, hogy egy adatsor eloszlása mennyire illeszthető egy intuitíven megválasztott eloszlásfüggvényhez. Az ilyen tesztek egyikét dolgozta ki *Kolmogorov*. Az α = 0,05 szignifikanciaszint azt jelenti, hogy 5% valószínűséggel tévedünk, ha az eloszlásról azt állítjuk, hogy az a hipotetikus eloszlásfüggvényünket követi. Ezt egyszerű emberként úgy is mondhatnánk, hogy a tapasztalt eloszlást 95% valószínűséggel „jól eltaláltuk" a hipotézisünkkel. De *Ronald Aymler Fischer* (1890–1962), a matematikai statisztika egyik alapítója óta egy matematikai statisztikával foglalkozó személy nem azt mondja, hogy „elfogadta" a hipotézist, hanem azt, hogy „nem utasította el". Noha a köznapi életben a két idézőjelbe tett kifejezést egyenértékűnek érezzük, utóbbi használata azt jelzi, hogy a véletlen mennyiségek világában soha nem lehetünk „teljes bizonyosságban".

A lognormális eloszlás paramétereinek becslésére maximum likelihood módszert használtunk, amely szerint az m paramétert a logaritmusok átlaga, a σ paramétert pedig a logaritmusok empirikus szórása jól közelíti:

$$m' = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^{n} \ln x_k,$$
$$(\sigma')^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{k=1}^{n} \left(\ln x_k - m'\right)^2. \qquad (3)$$

Az adatokhoz legjobban illeszkedő lognormális függvény ismeretében könnyen kiszámítható, hogy az esetek hány százalékában várható az ürítési idő egy adott érték alatt, felett, vagy egy adott időintervallumban.

Bootstrap-eljárással [3] meghatároztuk az m és σ paraméterek 95%-os konfidencia-intervallumait. Ez azt jelentette, hogy az n elemű adatcsoportból visszatevéses mintavétellel N (= 5000) db új, egyenként n elemszámú mintát képeztünk (*resampling*). Meghatároztuk minden egyes új mintára a lognormális eloszlás m'_j és σ'_j paramétereit. Ezek aritmetikai átlaga a vizsgált méréscsoportban az átfolyási idők eloszlását jellemző m és σ paraméterek becsült értékei. Az m és σ várható értékeket lefedő konfidencia-intervallumokat pedig a

$$\left(m'_b - \frac{\overline{\sigma_m}}{\sqrt{N}}\, t_\alpha,\ m'_b + \frac{\overline{\sigma_m}}{\sqrt{N}}\, t_\alpha \right)$$
és a $\qquad (4)$
$$\left(\sigma'_b - \frac{\overline{\sigma_\sigma}}{\sqrt{N}}\, t_\alpha,\ \sigma'_b + \frac{\overline{\sigma_\sigma}}{\sqrt{N}}\, t_\alpha \right)$$

képletekkel határoztuk meg, ahol $\overline{\sigma_m}$ az m'_j, a $\overline{\sigma_\sigma}$ pedig a σ'_j (j = 1, …, N) paraméterek korrigált tapasztalati szórása, t_α pedig a standard normál eloszlásnak a 95%-os konfidenciaszinthez tartozó értéke.

Mivel a konfidencia-intervallum egyetlen részintervalluma sem részesíthető előnyben a többivel szemben, ezért a konfidencia-intervallumokból véletlenszerűen választottunk N (= 1000) darab m_i és σ_i értékpárt. Majd ezekkel a paraméterekkel kiszámítottuk, hogy az esetek hány százalékában várható, hogy 100 ml víz ürítése egy előre megadott t időnél hosszabb idő alatt történik. Azt a számot, amely megadja, hogy az esetek hány százalékában várható, hogy a 100 ml víz ürítése meghaladja a t időtartamot, röviden *ürítési index*nek nevezzük, és RI_t-vel jelöljük. Az N elemű „ürítési index” minta átlagát ($\overline{RI_t}$) és szórását ($\overline{\sigma_t}$) tekintjük a vizsgált méréscsoport ürítési indexének, illetve hibájának:

$$RI_t = \overline{RI_t} \pm \overline{\sigma_t}. \qquad (5)$$

Az ürítési index a betegre *és* a katéterre – illetve a kísérletezőre *és* a katéterszelepre – egyszerre jellemző számadat. Az ürítési index annál kisebb érték, minél jobb a katéter áteresztőképessége, ami részben a katéter és főként szelepének szerkezetén és megmunkálásán, másrészt a szelepet kezelő személyen múlik.

1. táblázat

Két különböző keménységű (Sh°40 és Sh°60) anyagú szelep, szelepenként 50 alkalommal mért ürítési idők 300 ml folyadék ürítésére vonatkoztatva

szelep-szám	átlag (s)	szórás (s)	m	σ	ürítési idő (perc) < 1	1–2	> 2
szelepanyag: Sh°40							
1	118	40	3,98	0,30	2%	57%	41%
2	95	30	3,75	0,28	7%	76%	17%
3	109	29	3,91	0,25	1%	68%	30%
4	64	16	3,33	0,22	44%	56%	0%
5	101	22	3,84	0,20	1%	83%	16%
6	107	39	3,86	0,37	8%	61%	32%
7	80	29	3,56	0,27	18%	77%	5%
8	117	39	3,96	0,36	4%	54%	41%
9	128	33	4,09	0,27	0%	45%	55%
10	93	33	3,71	0,32	11%	73%	16%
szelepanyag: Sh°60							
1	67	16	3,37	0,25	38%	58%	4%
2	52	10	3,11	0,19	80%	20%	0%
3	59	19	3,22	0,31	58%	41%	1%
4	62	16	3,29	0,20	49%	51%	0%
5	57	25	3,16	0,36	63%	36%	1%
6	44	11	2,93	0,22	93%	7%	0%
7	49	8	3,07	0,15	92%	8%	0%
8	47	9	3,01	0,18	93%	7%	0%
9	48	8	3,04	0,16	93%	7%	0%
10	44	6	2,94	0,13	99%	1%	0%

Az oszlopokban rendre az aritmetikai átlag, standard deviáció, a lognormális eloszlás két paramétere (m és σ), valamint az, hogy az esetek hány százalékában várható 1 percen belül, 1 és 2 perc között, illetve 2 percen túl a 300 ml víz ürítése.

Eredmények

A két különböző keménységű 10–10 szelep 500–500 mérési eredményét együtt kezelve a lognormalitásra vonatkozó hipotézist a Kolmogorov-teszt elutasítja. Szelepenként külön-külön azonban egyik esetben sem utasítja el a Kolmogorov-teszt a lognormális eloszlás feltevését. Az *1. táblázat* összesíti az eredményeket. A szelepek sorszámát követő két oszlopban az átlag és a standard deviáció található (amelyek a nem-normális eloszlás miatt esetünkben *nem használható* jellemzők). A következő két oszlopban a lognormális eloszlást jellemző m és σ paramétereket tüntettük fel. Ezek viszont a gyakorló orvos számára idegen mennyiségek. Az utolsó három oszlopban a 300 ml víz ürítésére vonatkozóan az látható, hogy az egyes szelepek az esetek hány százalékában tesznek lehetővé 1 percen belüli, 1 és 2 perc közötti, illetve 2 percen túli ürítést. *E három oszlopban bemutatott eredmények mutatták meg az orvostervezőnek, hogy a szelep anyagául az Sh°60 keménységű szilikont érdemes választania.*

Két egyforma katéter-prototípus készült el. (Mindkettő szelepnyílását, azaz a háztető gerincének felvágását az előzőekben vizsgált szelepeket vágó eszköznél precízebben megmunkált szerszámmal nyitotta meg a gyártó.) Mind a két katéter-prototípussal 5 személy, személyenként 90 alkalommal ürített 100 ml vizet 10^4 Pa, illetve $5 \cdot 10^3$ Pa állandó nyomás mellett. Az egyenként 450 mérési eredmény lognormális eloszlásának hipotézisét mind a két katéter-prototípusnál mind a két nyomásérték mellett a Kolmogorov-teszt elutasította. A mérési adatoknak a *mérést végző személyekre lebontott csoportjaiban* azonban, kivétel nélkül, a Kolmogorov-teszt nem utasította el a lognormalitás feltételezését. Ez azt is mutatja, hogy a humán paramétereknek jelentős szerepe lehet az eloszlás kialakulásában.

2. táblázat

A két katéter-prototípuson (A és B katéter) két különböző nyomáson (100: 10^4 Pa és 50: $5 \cdot 10^3$ Pa) végzett ürítési időmérések eredményei

mérés jele	átlag (s)	szórás (s)	m	σ	< 45 s	45–60 s	> 60 s	RI_{45}	RI_{60}
A100 – I	46	4	3,82	0,08	42%	58%	0%	58 ± 5	0 ± 0
A100 – II	48	5	3,87	0,09	25%	74%	1%	75 ± 4	1 ± 0
A100 – III	44	5	3,78	0,11	59%	41%	0%	41 ± 5	0 ± 0
A100 – IV	44	4	3,78	0,09	63%	37%	0%	37 ± 5	0 ± 0
A100 – V	41	3	3,72	0,07	88%	12%	0%	12 ± 3	0 ± 0
B100 – I	43	3	3,76	0,08	72%	28%	0%	28 ± 4	0 ± 0
B100 – II	44	5	3,77	0,11	63%	37%	0%	37 ± 5	0 ± 0
B100 – III	40	3	3,68	0,07	96%	4%	0%	4 ± 2	0 ± 0
B100 – IV	44	7	3,77	0,16	60%	38%	2%	40 ± 5	2 ± 1
B100 – V	44	5	3,78	0,12	60%	39%	0%	40 ± 5	1 ± 0
A50 – I	55	5	4,00	0,09	2%	84%	14%	98 ± 1	14 ± 3
A50 – II	52	6	3,95	0,11	10%	81%	9%	90 ± 3	9 ± 2
A50 – III	54	8	3,98	0,14	11%	68%	21%	89 ± 3	21 ± 4
A50 – IV	52	5	3,95	0,09	7%	88%	5%	93 ± 2	5 ± 2
A50 – V	52	4	3,96	0,08	3%	93%	5%	97 ± 1	5 ± 1
B50 – I	55	4	4,01	0,08	1%	86%	13%	99 ± 0	13 ± 3
B50 – II	53	7	3,97	0,12	9%	74%	16%	91 ± 3	16 ± 4
B50 – III	56	6	4,01	0,11	3%	74%	23%	97 ± 1	23 ± 4
B50 – IV	54	4	3,99	0,07	1%	92%	7%	99 ± 0	7 ± 2
B50 – V	56	4	4,02	0,07	0%	87%	13%	100 ± 0	13 ± 3

A méréseket öt személy végezte, jelük római számok. Az oszlopokban rendre az aritmetikai átlag, az empirikus szórás, a lognormális eloszlás két paramétere (m és σ), valamint az, hogy az esetek hány százalékában várható 45 másodpercen belül, 45 és 60 másodperc között, illetve 60 másodpercen túl a 300 ml víz ürítése. Az utolsó két oszlopban a 45 másodpercre és a 60 másodpercre vonatkoztatott ürítési index és hibája van feltüntetve.

A 300 ml víz ürítésére vonatkozó összesített eredményeket a *2. táblázat* foglalja össze. A *2. táblázat*ból az orvos számára jól értelmezhető eredmények, hogy

- 10^4 Pa többletnyomás mellett mindkét elkészült katéter-prototípussal minden páciens az esetek közel 100%-ában képes 1 percen belül üríteni a 300 ml vizeletet,
- ha a hólyag valamely kóros elváltozása miatt a többletnyomás csupán $5 \cdot 10^3$ Pa, akkor a páciensek még mindig képesek lesznek az eseteknek legalább 75%-ában egy percen belül végezni az ürítést,
- az ürítés nagymértékben függ a páciens „ügyességétől”, pillanatnyi mentális állapotától, tehát az eszköz használatára pszichésen is fel kell készíteni a beteget.

Összefoglalás és általánosítás

Mérési eredmények értékelésénél megvizsgálandó, hogy az adatsorok normális eloszlást követnek-e. Ha igen, akkor az aritmetikai közép és az egy-, két-, háromszoros szórás ismeretében kisebb-nagyobb biztonsággal el lehet dönteni, hogy a mérési eredmények a különböző vizsgálatokban különböző eredményre vezettek-e.

Ha a mérési adatok aszimmetrikus, esetünkben a tapasztalat szerint jó közelítéssel *lognormális eloszlást követnek, akkor* az aritmetikai átlag és a standard deviáció helyett *a lognormális eloszlás két paraméterével (m és σ) jellemezhető az eloszlás. Ebben az esetben a felhasználó orvos olyan kérdéseire lehet választ adni, hogy egy megadott értéknél nagyobb vagy kisebb eredmény az eseteknek hány százalékában várható. És nem csupán megválaszolható az a kérdés, hogy egy adott érték meghaladásának mekkora a valószínűsége, de az is, hogy e valószínűségnek mekkora a hibája* (esetünkben az ürítési index és annak hibája).

A lognormális eloszlás a tapasztalat szerint elsősorban olyan mérési eredmények esetében mutatkozik, ahol a mért mennyiségek kialakulásában az élő anyagnak is szerepe van. (Méhek gyűjtötte méz, virágok mérete, a lakótér radonszintje, ember működtette katéter átfolyási ideje stb.) *Ennek talán az élő anyag rendkívüli komplexitása az oka. Azon orvosi eszközök alkalmazásakor, amelyek a betegek aktív közreműködését igénylik, a jellemző mennyiségek,* (mint esetünkben az ürítési idő) *várhatóan lognormális eloszlásúak. Így az orvos számára jól értelmezhető válaszokat adhatunk a fenti eljárással.*

Irodalom

1. E. Limpert, W. Stahel M. Abbt: Log-normal Distributions across the Sciences: Keys and Clues. *BioScience 51/5* (2001) 341–352.
2. Tóth E., Hámori K.: A lakótéri radonszint eloszlásáról. *Fizikai Szemle 55/11* (2005) 375.
3. Efron B.: Bootstrap Methods: Another Look in the Jackknife. *The Annals of Statistics 7/1* (1979) 1–26.