

A VALÓSZÍNŰSÉGSZÁMÍTÁS NÉHÁNY ÚJ EREDMÉNYÉRŐL

JORDAN KÁROLY lev. tag

I.*

POISSON formulája $\psi(m, x) = \frac{m^x}{x!} e^{-m}$, melyben egy rendelkezésre álló paraméter van m és amelyben az x változó $0, 1, 2, 3, \dots$ értékeket vehet fel, alkalmas nem folytonos változójú függvények megközelítésére (egyenlő közök esetén), de tekintettel arra, hogy csak egy paramétert tartalmaz ritkán ad elegendő pontosságot. Ez készített arra 1926-ban, hogy a formulát általánosítsam, úgy hogy benne tetszőleges számú paraméter lehessen és ennek folytán a kívánt pontosságot megadhassa, továbbá, hogy a paraméterek könnyen kiszámíthatók legyenek.

Az általánosított formula a következő volt

$$f(x) = [a_0 G_0 + a_1 G_1(x) + a_2 G_2(x) + \dots + a_n G_n(x)] \psi(m, x),$$

ahol $G_s(x)$ oly s -edfokú polinom, amely ortogonális oly értelemben, hogy

$$\sum_{x=0}^{\infty} G_\nu G_\mu \psi = 0 \text{ ha } \nu \neq \mu.$$

$$G_s(x) = \frac{s!}{m^s} \sum_{i=0}^{s+1} (-1)^i \frac{m^i}{i!} \binom{x}{s-i},$$

továbbá

$$\sum_{x=0}^{\infty} G_s^2(x) \psi(x) = \frac{s!}{m^s}.$$

Ez értekezésben a differenciászámításnak megfelelően, az összegekbe az alsó határ be van értve, a felső nem.

Ha az $f(x)$ függvénnyel kívánunk megközelíteni adott észleléseket a momentumok elve szerint, akkor az ortogonalitás révén az a_s paramétereket legegyszerűbben a megközelítendő $y(x)$ észlelési adatok faktorális momentumai segítségével az alábbi szimbolikus formula adja

$$a_s = \frac{1}{s!} (\mathfrak{M}^s - m)^s,$$

amelyben a binom kifejtésénél \mathfrak{M}^i helyett \mathfrak{M}_i írandó, $i=0$ esetén is; továbbá

$\mathfrak{M}_i = \sum_{x=0}^{\infty} x(x-1) \dots (x-i+1) \cdot y(x)$, és $m = \mathfrak{M}_1 / \mathfrak{M}_0$ az x változó átlaga.

* Az I. rész képezte az 1954 szeptember 27-iki Jósvafőn tartott előadást.

A G_s polinomoknak érdekes matematikai tulajdonságaik vannak, pl.

$$\Delta_x G_s(x) = \frac{s}{m} G_{s-1}(x)$$

következően

$$\sum_{x=a}^b G_s(x) = \frac{m}{s+1} [G_{s+1}(b) - G_{s+1}(a)]$$

továbbá

$$\Delta G_s(x) \psi(m, x) = -G_{s+1}(x+1) \psi(m, x+1)$$

és ebből

$$\sum_{x=a}^b G_s(x) \psi(m, x) = G_{s-1}(a-1) \psi(m, a-1) - G_{s-1}(b-1) \psi(m, b-1).$$

Ez a képlet megadja az $f(x)$ függvény összegét, például $F(x < x_1)$ -et:

$$F(x < x_1) = a_0 [1 - I(\bar{u}, \bar{p})] - \sum_{s=1}^{n+1} a_{s-1} G_{s-1}(x_1 - 1) \psi(x_1 - 1)$$

E formulában $I(\bar{u}, \bar{p})$ a nem-teljes gamma függvény viszonya a teljes függvényhez, továbbá $\bar{u} = m/\sqrt{x_1}$ és $\bar{p} = x_1 - 1$.

Ezek után felmerült az a probléma, hogy hasonlóan járjunk el folytonos változós függvény, POISSON formulájával való megközelítésénél is; általánosítva a formulát, melyet most

$$\varphi = \varphi(p, x) = \frac{x^p e^{-x}}{\Gamma(p+1)}$$

alakban írunk. Legyen az általánosított függvény a következő:

$$(2) \quad f(x) = [a_0 Q_0 + a_1 Q_1 + \dots + a_n Q_n] \varphi(p, x),$$

melyben $Q_s = Q_s(x)$ s -edfokú polinom, mely úgy van meghatározva, hogy e polinomok ortogonálisak legyenek $\varphi(p, x)$ -re vonatkoztatva a $0, \infty$ között, vagyis, ha $\nu \neq \mu$ akkor

$$\int_0^{\infty} Q_\nu Q_\mu \varphi dx = 0.$$

Ebből kiindulva a Q_s polinomok meghatározása a következő eredményre vezetett

$$Q_s(x) = \sum_{\nu=0}^{s+1} (-1)^\nu \binom{p+s}{\nu} \frac{x^{s-\nu}}{(s-\nu)!} *$$

* Utólag Takács Lajos figyelmeztetett a $Q_s(x)$ polinomok és a Laguerre polinomok közötti összefüggésre. Ha a $Q_s(x)$ polinomot megszorozzuk $-s!$ -sal és ha benne a p paramétert nullával tesszük egyenlővé, megkapjuk a LAGUERRE polinomot. (J. LENSE: Reihenentwicklungen der mathematischen Physik. Berlin W. 1953.)

Partikuláris értékek:

$$Q_0 = 1, \quad Q_1 = x - (p+1), \quad Q_2 = \frac{x^2}{2!} - (p+2)x + \binom{p+2}{2}$$

$$Q_3 = \frac{x^3}{3!} - \binom{p+3}{1} \frac{x^2}{2!} + \binom{p+3}{2} x + \binom{p+3}{3}$$

és

$$\int_0^{\infty} Q_s^2 \varphi dx = \binom{p+s}{s}.$$

Az a_s paramétereket a momentumok elvének megfelelően határozzuk meg az $y(x)$ függvény momentumai segítségével; a számítás az ortogonalitás következtében egyszerű. Legyen M_i az i -edfokú momentuma $y(x)$ -nek

$$M_i = \int_0^{\infty} x^i y(x) dx$$

A számítás eredményét, miután s és ν nem negatív egész számok, a következőképp írhatjuk:

$$a_s = \sum_{\nu=0}^{s+1} (-1)^\nu \frac{\binom{p+s}{\nu} M_{s-\nu}}{\binom{p+s}{s} (s-\nu)!} = \sum_{\nu=0}^{s+1} \frac{(-1)^\nu \binom{s}{\nu} M_{s-\nu}}{\Gamma(p+s-\nu+1)} \cdot \Gamma(p+1).$$

Az a_s paraméterek meghatározása után célszerű a (2) képletet x hatványai szerint átrendezni, ekkor

$$(3) \quad f(x) = \sum_{s=0}^{n+1} C_{ns} \frac{x^s}{s!} \varphi(p, x) = \sum_{s=0}^{n+1} C_{ns} \binom{p+s}{s} \varphi(p+s, x),$$

ahol

$$C_{ns} = \sum_{\nu=0}^{n-s+1} (-1)^\nu \binom{p+s+\nu}{\nu} a_{s+\nu}$$

$\varphi(p+s, x)$ értékét pedig táblázatból vesszük ki.

Ezáltal fölöslegessé válik táblázatok szerkesztése a polinomok értékeire, ami nagy munkával jár és különben is célszerűtlen, a (2) formulában például n interpolációra volna szükség. 1921-ben én is közöltem hasonló esetben táblázatokat a Proceedings of the London Mathematical Society-ben. Azért tartom ezt szükségesnek fölemlíteni, mert például FISHER, Statisztikai Táblázataiban még ma is közöl másféle ortogonális polinomokra táblázatokat. Ha a paramétereket meghatároztuk, akkor az eredményt átrendezzük folytonos változó esetén x hatványai szerint, mint a jelen esetben vagy pl. Hermite polinomoknál; nem folytonos változó esetén pedig $\binom{x}{s}$ szerint, mint például ortogonális polinomoknál vagy az említett G_s polinomoknál.

A (3) függvényből könnyen megkapjuk annak integrálját $x = 0$ -tól $x = x_1$ -ig, ugyanis

$$\int_0^{x_1} \varphi(p+s, x) dx = I(\bar{u}, p+s), \text{ ahol } \bar{u} = x_1 \sqrt{p+s+1}.$$

Következõleg

$$F(x < x_1) = \sum_{s=0}^{n+1} C_{ns} \binom{p+s}{s} I(\bar{u}, p+s).$$

Az $I(\bar{u}, p+s)$ értékét a nem-teljes gamma függvény táblázata adja.

II.*

Dacára annak, hogy PASCAL, FERMAT és HUYGENS szép eredményeket értek el a valószínűségszámítás terén, annak igazi megalapítójául mégis JACOBUS BERNOULLI-t kell tekinteni.

NICOLAS STRUYCK, 1716-ban megjelent valószínűségszámítási könyvének előszavában azt mondja: „Nem szükséges bizonyítani e számítások hasznosságát és előnyösségét; de azért nem merünk azoknak oly nagy jelentőséget tulajdonítani mint azt JACOB BERNOULLI tette, hanem jobbnak látjuk, csatlakozni HUYGENS szavaihoz, melyek szerint ha valaki kissé elmélyed a dolgokba, látni fogja, hogy nem csupán játékról van szó, hanem mély és érdekes elvekről.“ LEIBNITZ még tovább ment, kétségbe vonva BERNOULLI okoskodásának helyességét.

Az utókor azonban BERNOULLI-nak adott igazat, még magasabbra becsülve eredményeit, melyeket húsz évi munkával ért el, mint ő maga. BERNOULLI formulája, mely ν kedvező eset valószínűségét adja n észlelésnél, ha a tünemény valószínűsége minden észlelésnél p marad, és amelyből a nagyszámok törvényét állapította meg, a következő:

$$(4) \quad P(\nu) = \binom{n}{\nu} p^\nu q^{n-\nu}, \text{ ahol } q = 1-p.$$

Ezt a továbbiakban *Bernoulli függvényének* fogjuk nevezni. Ebből következik, hogy annak a valószínűsége, hogy a kedvező eset kevesebbszer forduljon elő mint λ

$$(5) \quad P(\nu < \lambda) = \sum_{\nu=0}^{\lambda-1} P(\nu)$$

Ez a formula is BERNOULLI-tól származik. A (4) képlet numerikus számításra igen alkalmas; ma már nagy n esetén is, ugyanis vannak táblázatok $\log x!$ -ra $x = 3000$ -ig.**

* A II. tárgyát a Magyar Tudományos Akadémián 1954. november 26-án tartott előadás képezi.

** F. J. DUARTE, Nouvelles tables de $\log n!$ à 33 décimales. Genève, 1927.

Ellenben az (5) formula, ha λ nagy, számításra igen hosszadalmas. Ki lehet ugyan mutatni, hogy

$$(6) \quad \sum_{r=0}^{\lambda} P(r) = \int_0^1 \frac{t^{n-\lambda}(1-t)^{\lambda-1}}{B(n+1-\lambda, \lambda)} dt = I_q(n+1-\lambda, \lambda),$$

vagyis ki lehet fejezni az (5) valószínűséget egy nem-teljes beta függvény és a megfelelő teljes függvény viszonyával. A nehézség abban áll, hogy a nem-teljes beta függvény táblázata, tekintve hogy három változós táblázat szükségképp csak kis számokig terjedhet. Ha λ és $n-\lambda$ kisebbek mint 51, akkor a táblázat megadja a (6) valószínűséget. Ellenkező esetben ki kellene számítani a nem-teljes beta függvényt; miután azonban azt csak $\Sigma P(r)$ -höz hasonló összegezéssel tudjuk kiszámítani, tehát a (6) formulának ily esetekben gyakorlati jelentősége nincsen. Tulajdonképpen, egész számú argumentumok esetén a nem-teljes beta függvényt BERNOULLI (5) formulája adja. Régen törekszenek az (5) valószínűséget valamely zárt formulával kifejezni, mert az egyúttal a nem-teljes beta függvény kiszámítására is szolgálna.

BERNOULLI függvényének valamely s -edfokú polinomra $f_s(r)$ vonatkoztatott teljes momentumát

$$\sum_{r=0}^{n+1} f_s(r) P(r)$$

könnyen megtudjuk határozni; a legegyszerűbb eljárás a polinomot binomiális együtthatók sorába, NEWTON sorba rendezni, amidőn a függvény momentumát kifejezhetjük a BERNOULLI függvény *binomiális momentumaival*

$$B_i = \binom{n}{i} p^i.$$

Az $f_s(r)$ momentumok között a legfontosabbak a binomiálisokon kívül a r kedvező esetek, továbbá a $\xi = r - np$ eltérések hatvány momentumai. Ezeket a binomiális momentumok segélyével határozhatjuk meg; de van egy másik jó eljárás is; ugyanis kifejezhetjük, úgy a kedvező esetek, mint az eltérések hatvány momentumait a THIELE féle félinvariánsokkal. A BERNOULLI függvény e félinvariánsaira az alábbi egyszerű formulát vezettem le; az s -edfokú félinvariáns:

$$\lambda_s = n \sum_{i=0}^s (-1)^i i! p^{i+1} \Xi_s^{i+1},$$

ahol Ξ_s^{i+1} a másodfajú STIRLING féle szám. Végeredményben a BERNOULLI függvény teljes momentumainak kiszámításánál semmi nehézség sincsen. A Stirling számok a valószínűség számításban nagy szerepet játszanak. Például a BERNOULLI probléma egyik általánosításánál, ha minden észlelésnél m esemény egyike fordulhat elő, $1/m$ valószínűséggel, akkor annak a valószínűsége hogy n észlelésnél minden esemény legalább egyszer forduljon elő (POINCARÉ

tételének egy általánosítása)

$$P = \frac{m!}{m^n} \mathfrak{E}_n^m.$$

Azonban gyakran szükség van a *nem-teljes momentumokra* is. A BERNOULLI függvény nulladrendű nem-teljes momentumát (5), már tárgyaltuk. RAGNAR FRISCH-nek sikerült 1924-ben a BERNOULLI függvénynek $\xi = v - np$ eltérésekre vonatkoztatott nem-teljes momentumát meghatározni:

$$(7) \quad \sum_{v=0}^{\lambda} (v - np)P(v) = -q\lambda P(\lambda).$$

RAGNAR FRISCH fontos eredménye után felmerült az a gondolat, hogy meg kellene határozni a BERNOULLI függvénynek egy magasabb fokú nem-teljes momentumát, mert az módot nyújthatna a függvény többi nem-teljes momentumának meghatározására. Tudtommal ez eddig nem sikerült. Ennek folytán valószínűségszámítási könyvem kéziratának revidálásánál elhatároztam, hogy e kérdést a differenciaszámítás szempontjából vizsgálom meg.

A (7) formulából következik, hogy $\xi P(v)$ inverz differenciája $-q v P(v)$ tehát

$$(8) \quad \mathcal{A}^{-1}(v - np)P(v) = -q v P(v).$$

Ennélfogva ha a határokat a jobboldali mennyiségbe behelyettesítjük, megkapjuk a baloldali mennyiségek összegét az alsó határtól a felsőig, az utóbbi nincsen az összegbe beleértve. E formula értelmében, ha BERNOULLI függvényét $(v - np)$ -vel szorozzuk, akkor a szorzat inverz differenciája egyenlő BERNOULLI függvényének egy másik elsőfokú polinomali szorzatával. Megvizsgálandó, hogy magasabb fokú polinomok esetén fenn áll e hasonló reláció, továbbá, hogy milyen polinomok között.

Legyen $\varphi(v)$ egy tetszőleges polinom, melynek konstans tagja hiányzik.

Rendezzük a polinomot NEWTON sorba és határozzuk meg a $\binom{v}{s} P(v)$ tag inverz differenciáját, a szorzatok inverz differenciájának képletével. Ha a szorzatot a következő módon írjuk,

$$\frac{1}{s} \mathcal{A}^{-1} \binom{v-1}{s-1} \cdot v P(v)$$

egyszerű számítás a következő eredményre vezet:

$$\mathcal{A}^{-1} \left[\binom{v}{s+1} P(v) \right] = -q \binom{v}{s+1} P(v) + \frac{(n-s)p}{(s+1)} \mathcal{A}^{-1} \left[\binom{v}{s} P(v) \right].$$

Ha bevezetjük a következő jelölést $f(s) = \mathcal{A}^{-1} \binom{v}{s} P(v)$, akkor az

$$(9) \quad f(s+1) - \frac{(n-s)p}{s+1} f(s) = -q \binom{v}{s+1} P(v)$$

elsőrendű, változós koefficiensű, teljes differencia egyenletre jutunk, melyet

pozitív egész számú s -ekre a klasszikus módon megoldunk. Az eredmény, ha $f(s)$ és $f(0)$ helyett ismét visszatérünk az előző jelölésre

$$(10) \quad \mathcal{A}^{-1} \left[\binom{\nu}{s} - \binom{n}{s} p^s \right] P(\nu) = -qP(\nu) \sum_{i=0}^s \binom{\nu}{s-i} \binom{n-s+i}{i} p^i / \binom{s}{i}.$$

Miután az egyenlet jobb oldala zérus $\nu=0$ és $\nu=n+1$ esetén tehát a baloldali mennyiség teljes momentuma nulla.

Ha a műveletet a NEWTON sor minden tagján elvégezzük, arra a következtetésre jutunk, hogy csak ha a \mathcal{A}^{-1} jel alatti mennyiség teljes momentuma nulla, csak akkor fejezhetjük ki annak inverz differenciáját és ennél fogva nem-teljes momentumát, a BERNOULLI függvény egy polinommal való szorzatával. Ez a polinom ugyanolyan fokszámú lesz, mint a \mathcal{A}^{-1} jel alatti. Így módon hosszú sorozatát kapjuk a BERNOULLI függvény nem-teljes momentumainak, melyeket a BERNOULLI függvénynek egy polinommal való szorzata ad. RAGNAR FRISCH eredménye is ezek közé tartozik.

Ha χ_s -vel jelöljük a kedvező esetek s -edrendű binomiális függvényének eltérését aritmetikai várhatóságuktól, $\chi_s = \binom{\nu}{s} - \binom{n}{s} p^s$ akkor a (10) formula egyszerűen megadja azok nem-teljes momentumát a

$$\sum_{\nu=0}^{\lambda} \chi_s P(\nu)$$

összeget; de a $\binom{\nu}{s} P(\nu)$ mennyiség inverz differenciáját már nem fejezhetjük ki így módon; ekkor ugyanis a (10) formulában a jobb oldalra kerül

$$\binom{n}{s} p^s \mathcal{A}^{-1} P(\nu) = \binom{n}{s} p^s I_q(n+1-\nu, \nu).$$

Leggyakrabban a $\xi = \nu - np$ eltérések, továbbá a ν kedvező esetek száma hatványainak nem-teljes momentumaira van szükség. Ezeket is megkaphatjuk a (10) képlettel, ha a ξ^k illetve ν^k hatványokat kifejezzük a $\binom{\nu}{i}$ együtthatókkal $i=0, 1, 2, \dots, k$ -ra.

De ha alacsony fokszámról van szó, akkor azokat egyszerűbb közvetlenül meghatározni. Például ha ξ^2 esetén a $\mathcal{A}^{-1} \xi \cdot \xi P(\nu)$ szorzaton végezzünk parciális összegezést, végül a

$$\mathcal{A}^{-1} [\xi^2 - npq] P(\nu) = q\nu(p - \xi) P(\nu)$$

eredményt érjük el. Hasonlóan kapjuk:

$$\mathcal{A}^{-1} [\xi^3 - npq(q-p)] P(\nu) = -q\nu[(p - \xi)^2 + (2n-1)pq] P(\nu).$$

Ezek után már csak a BERNOULLI függvény inverz differenciájának más, számításra alkalmasabb módon való kifejezése volna hátra. Ennek a lehetősége megmaradt, csupán az van kizárva, hogy azt a BERNOULLI függvénynek valamely polinommal való szorzatával érjük el. E kérdéssel való foglalkozás melegen ajánlható.