

BEKÖVETKEZÉSI ÉS KOINCIDENCIA JELENSÉGEK TÁRGYALÁSA IDŐTARTAMBAN TETSZŐLEGES ELOSZLÁSÚ TÖRTÉNÉSEK ESETÉN

TAKÁCS LAJOS

Bemutatta RÉNYI ALFRÉD az 1951 október 1-én tartott osztályülésen

I. BEKÖVETKEZÉSI JELENSÉGEK

1. §. A probléma kitűzése

Tekintsünk egy Poisson-féle sztochasztikus folyamatot. Legyen az események előfordulásának sűrűsége: p . Ekkor annak a valószínűsége, hogy u és $u + \Delta u$ időpontok között *egy (vagy legalább egy) esemény bekövetkezzék* $p \Delta u + o(\Delta u)$, hogy ugyanezen időközben több mint egy esemény következzen be: $o(\Delta u)^*$, és így a bekövetkezések számának várható értéke: $p \Delta u$. A következőkben a rövidség kedvéért azt fogjuk mondani, hogy annak a valószínűsége, hogy u és $u + du$ időpontok között *egy esemény bekövetkezzék*: $p du$.

Tekintsük a Poisson folyamatot $0 < u < \infty$ időközben és definiáljunk a következőképpen egy újabb folyamatot: A $0 \leq u < \infty$ időközben előforduló események bekövetkezésük időpontjában legyenek egy *történésnek* elindítói (kezdőpontjai), mely történés időtartama, ξ legyen valószínűségi változó, abban az esetben, ha az esemény olyankor következik be, midőn történés nincs. Bármely egy történés alatt bekövetkező esemény nem indít el új történést.

Míg az események folyamata Markov-féle (Poisson-folyamat), addig a történések folyamata nem Markov-féle, mivel a folyamat jövőbeli viselkedése nemcsak a jelen állapottól függ, hanem attól is, hogy hogyan jutott a jelen állapotba.

Tárgyalásunk konkretizálására gondoljunk Geiger—Müller számlálóval számlált korpuszkulákra. A számlálандó korpuszkulák a gázterben ionokat hoznak létre és ezek az ionok egy lökészerű kisülést okoznak. Az egyszer megindult lökés lefolyását további érkező korpuszkulák nem befolyásolják. Ennélfogva a lökés időtartama alatt esetleg érkező újabb részecskékre a számolócső érzéketlen. Terminológiánk szerint azt mondjuk, hogy az adott időpontban *egy esemény előfordul*, ha abban az időpillanatban érkezik egy korpuszkula. Az érkező korpuszkulák sok esetben, pl. rádióaktív atomok bomlásánál, Poisson-folyamatot mutatnak. *Történésnek* nevezzük a lökések időtartamát.

* $o(\Delta u)$ olyan függvényt jelöl, melyre $\lim_{\Delta u \rightarrow 0} \frac{o(\Delta u)}{\Delta u} = 0$, míg $O(\Delta u)$ olyan függvényt melyre $\left| \frac{O(\Delta u)}{\Delta u} \right|$ korlátos.

A véletlen események Poisson-folyamatának és a történéseknek fogalmát lásd Rényi Alfréd ² munkájában. A különbség az idézett és jelen tárgyalás között abban van, hogy az idéztnél egy történés időtartama alatt kezdődhetnek újabb történések, míg esetünkben nem.

A következő problémával fogunk foglalkozni: Feltételezzük, hogy csupán $u = 0$ időpont után bekövetkező események indítanak el történéseket, azaz a történések folyamatát $u = 0$ időpontban kezdődőnek tekintjük és feltételezzük, hogy minden egyes történés időtartama ξ ugyanazon $H(x)$ valószínűségi eloszlásfüggvénnyel bír. ($H(x)$ annak a valószínűségét jelenti, hogy egy történés időtartama $\xi \leq x$ legyen). Jelentse $W(t, n)$ annak a valószínűségét, hogy a $(0, t)$ időközben történő történések száma $\leq n$ legyen, jelentse $m(t)$ a $(0, t)$ intervallumban kezdődő történések számának várható értékét, mely ha véges, a következőképpen fejezhető ki:

$$m(t) = \sum_{n=0}^{\infty} [1 - W(t, n)] \quad (1)$$

és $\tau(t)$ a történések $(0, t)$ időközbe eső időtartamának várható értékét. Ezen mennyiségeket fogjuk a következőkben meghatározni.

Az $m(t)$ és $\tau(t)$ várható értékek meghatározása céljából két függvényt vezetünk be: Legyen annak a valószínűsége, hogy u időpontban legyen egy történés: $F(u)$. Ekkor annak a valószínűsége, hogy u és $u + \Delta u$ időpontok között kezdődjék egy történés:

$$[1 - F(u)] [p \Delta u + o(\Delta u)].$$

Ugyanis annak a valószínűsége, hogy $(u, u + \Delta u)$ időközben kezdődjék egy történés egyenlő a következő két független esemény valószínűségének szorzatával: u időpontban ne legyen történés, aminek a valószínűsége $1 - F(u)$ és $(u, u + \Delta u)$ időközben kezdődjék egy esemény, aminek a valószínűsége $p \Delta u + o(\Delta u)$.

A következőkben annak a valószínűségét, hogy u és $u + \Delta u$ időpontok között kezdődjék egy történés, így jelöljük:

$$f(u) \Delta u + o(\Delta u).$$

Itt

$$f(u) = [1 - F(u)] p. \quad (2)$$

Annak a valószínűsége, hogy $(u, u + \Delta u)$ időközben több mint egy történés kezdődjék, mint könnyen belátható: $o(\Delta u)$.

Ezt a következőkben röviden úgy fejezzük ki, hogy annak a valószínűsége, hogy u és $u + du$ időpontok között kezdődjék egy történés: $f(u) du$.

2. § $f(u)$ és $F(u)$ meghatározása

Tegyük fel, hogy α várható értéke

$$\alpha = \int_0^{\infty} [1 - H(x)] dx \quad (3)$$

létezik és véges.

Mindenekelőtt felírhatjuk, hogy

$$F(u) = \int_0^u f(u-x)[1-H(x)] dx. \quad (4)$$

Ez egyszerűen a következőképpen indokolható: u időpontban akkor van történés, ha $u-x-dx$ és $u-x$ időpontok között kezdődik egy történés, aminek a valószínűsége: $f(u-x)dx$ és ennek a történésnek az időtartama x -nél nagyobb, aminek a valószínűsége: $1-H(x)$. Ennek a két független esemény bekövetkezésének a valószínűsége a kettő szorzata és ezt integrálva minden lehetséges x értékre kapjuk $F(u)$ -t.

(4)-et (2)-be helyettesítve:

$$f(u) = p - p \int_0^u f(u-x)[1-H(x)] dx \quad (5)$$

másodfajú Volterra-féle integrálegyenletre jutunk, mely meghatározza $f(u)$ -t. $f(u)$ ismeretében (2) segítségével megkapható $F(u)$.

1. Tétel: Ha

$$\int_0^{\infty} [1-H(x)] dx$$

integrál értéke véges a szám, úgy az (5) integrálegyenletnek létezik egy és csakis egy nemnegatív, korlátos és folytonos $f(u)$ megoldása.

A másodfajú Volterra-féle integrálegyenletek existenciátétele szerint minden véges $(0, u)$ intervallumban korlátos, mérhető $1-H(x)$ függvény mellett létezik egy és csakis egy korlátos, mérhető $f(u)$ megoldás³. Esetünkben $H(x)$ eloszlásfüggvény nem csökkenő és $0 \leq H(x) \leq 1$ tehát kielégíti a követelményeket és így létezik egy korlátos, mérhető $f(u)$ megoldás. Könnyen bizonyítható, de (2)-ből is nyilvánvaló, hogy

$$0 \leq f(u) < p.$$

Hátra van $f(u)$ folytonosságának bizonyítása. Integrálegyenletünk a következő alakban is írható:

$$f(u) = p - p \int_0^u f(x)[1-H(u-x)] dx. \quad (6)$$

Innen

$$f(u+\Delta u) - f(u) = p \int_0^u f(x)[H(u+\Delta u-x) - H(u-x)] dx - p \int_u^{u+\Delta u} f(x)[1-H(u+\Delta u-x)] dx \quad (7)$$

$H(x)$ nem csökkenő függvény lévén: $H(u+\Delta u-x) - H(u-x) \geq 0$, továbbá

$1 - H(u + \Delta u - x) \geq 0$ és $0 < f(u) \leq p$, következőleg

$$|f(u + \Delta u) - f(u)| \leq p^2 \left[\int_u^{u+\Delta u} H(x) dx - \int_0^{\Delta u} H(x) dx \right] + p^2 \Delta u \leq 2p^2 \Delta u$$

azaz $f(u)$ folytonos.

$f(u)$ explicit meghatározása sokszor könnyen keresztülvihető Laplace-transzformáció segítségével. Legyen

$$\psi(s) = \int_0^{\infty} e^{-sx} dH(x) \quad (8)$$

mely $\Re(s) \geq 0$ -ra konvergens és

$$\Psi(s) = \int_0^{\infty} e^{-sx} [1 - H(x)] dx = \frac{1 - \psi(s)}{s} \quad (9)$$

mely $\Re(s) \geq 0$ -ra ugyancsak konvergens.

A fenti $f(u)$ függvénnyel

$$q(s) = \int_0^{\infty} e^{-su} f(u) du \quad (10)$$

konvergens $\Re(s) > 0$ -ra és fennáll

$$q(s) = \frac{p}{s[1 + p\Psi(s)]} = \frac{p}{s + p - p\psi(s)} \quad (11)$$

mely megengedi $f(u)$ egyértelmű meghatározását annak folytonossági pontjaiban, azaz minden u -ra.

$f(u)$ minden u -ra korlátos és folytonos, tehát létezik $q(s)$, $\Re(s) > 0$ -ra és az (5) egyenletből azonnal kapjuk, hogy

$$q(s) + p q(s) \Psi(s) = \frac{p}{s}$$

ahonnan (11) nyerhető. A Laplace-transzformációk elméletéből ismeretes, hogy $q(s)$ -ből $f(u)$ egyértelműen meghatározható annak minden folytonossági helyén.

$f(u)$ és $F(u)$ segítségével a várható értékek egyszerűen meghatározhatók.

3. §. A várható értékek meghatározása

A $(0, t)$ időintervallumban kezdődő történések várható száma:

$$m(t) = \int_0^t f(u) du \quad (12)$$

és a $(0, t)$ időintervallumban kezdődő történések $(0, t)$ időközbe eső várható időtartama:

$$\tau(t) = \int_0^t F(u) du. \quad (13)$$

Bizonyítás: Annak a valószínűsége, hogy $(u, u + \Delta u)$ időintervallumban egy történet kezdődjék: $f(u)\Delta u + o(\Delta u)$. Annak a valószínűsége, hogy egyenél

több történes kezdődjék $o(\Delta u)$. Könnyen belátható, hogy a történések várható számának kifejezését csupán egynél több történesre összegezve a kapott érték: $o(\Delta u)$, ugyanis mint a Poisson-folyamatból ismert az események várható számának kifejezését csupán egynél több eseményre összegezve a kapott érték: $o(\Delta u)$ és méginkább áll ez a történésekre. Következöleg az $(u, u + \Delta u)$ intervallumban kezdődő történések várható száma: $f(u)\Delta u + o(\Delta u)$. Bennünket a $(0, t)$ intervallumban kezdődő történések várható száma érdekel. Osszuk be a $(0, t)$ intervallumot $u_0 = 0, u_1, u_2, \dots, u_n = t$ osztópontokkal n számú $\Delta u = t/n$ nagyságú szakaszra. Az i -edik szakaszon kezdődő események számának várható értéke: $f(u_i)\Delta u + o(\Delta u)$ és a várható érték definíciója szerint:

$$m(t) = \sum_{i=1}^n [f(u_i)\Delta u + o(\Delta u)].$$

Mivel $f(u)$ a $(0, t)$ intervallumban korlátos és folytonos, úgy $n \rightarrow \infty$ esetén a, fenti Riemann-féle közelítő összeg

$$\int_0^t f(u) du$$

integrálhoz konvergál, azaz fennáll (12).

A történések időtartamának $(u, u + \Delta u)$ közbe eső várható értékét a következőképpen határozzuk meg: Három fajta történeset különböztetünk meg: 1) u időpontban folyó olyan történeset, mely nem fejeződik be $(u, u + \Delta u)$ közben, ennek a valószínűsége $F(u) + O(\Delta u)$ és időtartama Δu . 2) u időpontban folyó olyan történeset, mely befejeződik $(u, u + \Delta u)$ közben, ennek a valószínűsége $O(\Delta u)$ és időtartama kisebb Δu -nál. 3) $(u, u + \Delta u)$ közben kezdődő történéseket, melyek várható száma $f(u)\Delta u + o(\Delta u)$ és időtartamuk kisebb Δu -nál.

Ugyanis annak a valószínűsége, hogy egy u időpontban folyó történes $(u, u + \Delta u)$ közben ne fejeződjék be, egyenlő annak valószínűségével, hogy $u + \Delta u$ időpontban legyen történes és ennek a történesnek kezdőpontja $(0, u)$ időközbe essék, azaz ne essék $(u, u + \Delta u)$ közbe. Mivel egy $(u + \Delta u)$ időpontban folyamatban lévő történes két egymást kizáró módon jöhet létre: a történes kezdőpontja vagy $(0, u)$ közbe, vagy $(u, u + \Delta u)$ közbe esik, mely utóbbinak a valószínűsége könnyen beláthatóan $O(\Delta u)$, tehát a keresett valószínűség $F(u + \Delta u) - O(\Delta u)$. Itt $F(u)$ folytonossága miatt $F(u + \Delta u) = F(u) + O(\Delta u)$. Tehát a kérdéses valószínűség $F(u)$ -tól $O(\Delta u)$ -val tér el. Továbbá az, hogy u időpontban legyen történes (aminek valószínűsége $F(u)$) ez két egymást kizáró módon lehetséges, vagy nem fejeződik be $(u, u + \Delta u)$ -közben, aminek a valószínűsége mint láttuk: $F(u) - O(\Delta u)$ vagy befejeződik aminek a valószínűsége az előbbiekből következőleg $O(\Delta u)$.

Igy az $(u, u + \Delta u)$ közben folyó történések e közbe eső várható időtartama:

$$F(u)\Delta u + o(\Delta u).$$

Osszuk be a $(0, t)$ intervallumot az előbbi osztópontokkal n részre, úgy a

várható érték definíciója szerint felírhatjuk, hogy

$$\tau(t) = \sum_{i=1}^n [F(u_i) \Delta u + o(\Delta u)].$$

Mivel $F(u)$ a $(0, t)$ intervallumban korlátos ($0 \leq F(u) < 1$) és folytonos, úgy $n \rightarrow \infty$ -re a jobboldal

$$\int_0^t F(u) du$$

integrálhoz konvergál, azaz fennáll (13).

1. *Megjegyzés.* A várható értékek (12) és (13) kifejezése segítségével (2) egyetlenből közvetlenül adódik, hogy $m(t)$ és $\tau(t)$ között fennáll a következő összefüggés:

$$m(t) + p\tau(t) = pt \quad (14)$$

2. *Megjegyzés:* Ha $f(u)$ Laplace-transzformáltja $\varphi(s)$ ismeretes, úgy mint az a Laplace-transzformációk elméletéből ismert, $m(t) = \int_0^t f(u) du$ Laplace-transzformáltja $\varphi(s)/s$, melyből sokszor könnyen meghatározható $m(t)$.

Emlékeztetbe idézve azt, hogy ha $f(u)$ Laplace-transzformáltja

$$\varphi(s) = \sum_{r=0}^n \left(\frac{A_{1,r}}{s-s_r} + \frac{A_{2,r}}{(s-s_r)^2} + \dots + \frac{A_{m_r,r}}{(s-s_r)^{m_r}} \right) e^{s u_0} \quad (15)$$

úgy

$$f(u) = \int_0^u \sum_{r=0}^n \left(A_{1,r} + A_{2,r} \frac{(u-u_0)}{1!} + \dots + A_{m_r,r} \frac{(u-u_0)^{m_r-1}}{(m_r-1)!} \right) e^{s_r(u-u_0)} du \quad \text{ha } u \geq u_0 \quad (16)$$

egyébként

könnyen adódnak az alábbi példák eredményei.

1. *Példa.* Legyen $\xi = \alpha$ (konstans). Ekkor $\psi(s) = e^{-s\alpha}$ és

$$\varphi(s) = \frac{p}{p+s-pe^{-s\alpha}} = \sum_{j=0}^{\infty} \left(\frac{p}{p+s} \right)^{j+1} e^{-s\alpha j} \quad (17)$$

ahonnan

$$f(u) = p \sum_{j=0}^{\lfloor \frac{u}{\alpha} \rfloor} e^{-\nu(u-\alpha j)} \frac{p^j (u-\alpha j)^j}{j!} \quad (18)$$

és

$$m(t) = \left[\frac{t}{\alpha} \right] + 1 + \sum_{j=0}^{\lfloor \frac{t}{\alpha} \rfloor} \sum_{k=0}^j \frac{p^k (t-\alpha j)^k}{k!} e^{-\nu(t-\alpha j)}. \quad (19)$$

2. *Példa.* Legyen ξ eloszlásfüggvénye $H(x) = 1 - e^{-x\alpha}$. Ekkor $\psi(s) = \frac{1}{1+\alpha s}$ és

$$\varphi(s) = \frac{p(1+\alpha s)}{(1+\alpha p)s + \alpha s^2} = \frac{p}{(1+\alpha p)s} + \frac{\alpha^2 p^2}{(1+\alpha p)(1+\alpha p + \alpha s)} \quad (20)$$

ahonnan

$$f(u) = \frac{p}{1 + \alpha p} + \frac{\alpha p^2}{1 + \alpha p} e^{-\frac{1 + \alpha p}{\alpha} u} \quad (21)$$

és

$$m(t) = \frac{p}{1 + \alpha p} t + \frac{\alpha^2 p^2}{(1 + \alpha p)^2} \left(1 - e^{-\frac{1 + \alpha p}{\alpha} t}\right) \quad (22)$$

4. § $f(u)$ aszimptotikus viselkedése

2. Tétel: Ha a történekek időtartamának átlaga

$$\alpha = \int_0^{\infty} [1 - H(x)] dx \quad (23)$$

véges, úgy fennáll

$$\lim_{u \rightarrow \infty} f(u) = \frac{p}{1 + \alpha p}. \quad (24)$$

Bizonyítás: Mindenekelőtt észrevesszük, hogy fennáll a következő nyilvánvaló egyenlőtlenség:

$$[m(t) - 1]\alpha \leq \tau(t) \leq m(t) \cdot \alpha. \quad (25)$$

Ebből (14) tekintetbevételével:

$$\frac{p}{1 + \alpha p} \leq \frac{m(t)}{t} \leq \frac{p}{1 + \alpha p} + \frac{\alpha p}{1 + \alpha p} \frac{1}{t} \quad (26)$$

adódik, azaz fennáll:

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{m(t)}{t} = \lim_{t \rightarrow \infty} \frac{1}{t} \int_0^t f(u) du = \frac{p}{1 + \alpha p}. \quad (27)$$

Ha (24) fennáll, úgy ez magával hozza (27) fennállását, de fordítva nem következik (27)-ből (24), csak akkor, ha bebizonyítottuk, hogy $\lim_{u \rightarrow \infty} f(u)$ határérték létezik. Tehát csak két lehetőség van, vagy létezik $\lim_{u \rightarrow \infty} f(u)$ határérték és ekkor ezt (24) szolgáltatja, vagy $f(u)$ -nak nincs határértéke, midőn $u \rightarrow \infty$.

A bizonyítást Paley-Wiener könyvében⁴ (p. 59, 17. tétel) kimondott következő tétel segítségével végezzük el:

Legyen $f(u)$ minden véges $(0, u)$ intervallumon korlátos és mérhető függvény. $K(x)$ tartozzék $L(0, \infty)$ -hez, azaz legyen

$$\int_0^{\infty} |K(x)| dx < \infty. \quad (28)$$

Legyen ezen függvényekkel

$$f(u) + \int_0^{\infty} K(u-x)f(x) dx \rightarrow C \quad \text{midőn } u \rightarrow \infty \quad (29)$$

ekkor ha

$$\int_0^{\infty} K(x)e^{-sx} dx \neq -1, \quad \Re(s) \geq 0, \quad (30)$$

úgy fennáll

$$f(u) \rightarrow \frac{C}{1 + \int_0^u K(x) dx}, \quad u \rightarrow \infty. \quad (31)$$

És viszont ha $K(x) \in L(0, \infty)$ -hez tartozik, (30) $s \rightarrow 0$ -ra teljesül, és (29)-ből (31) minden feltételünket kielégítő $f(u)$ esetén következik, akkor fennáll (30).

Legyen most $f(u)$ a (6) integrálegyenlet megoldása. $f(u)$ -ról kimutattuk, hogy korlátos és folytonos. Legyen

$$K(x) = p[1 - H(x)] \quad (32)$$

úgy ez, tekintettel (23)-ra, kielégíti a $K(x)$ -re vonatkozó feltevést. Ezen függvényekkel a (6) integrálegyenlet szerint fennáll

$$f(u) + p \int_0^u f(x)[1 - H(u-x)] dx = p \quad (33)$$

azaz $C = p$.

Mivel

$$\int_0^\infty K(x) dx = p \int_0^\infty [1 - H(x)] dx = p\alpha \quad (34)$$

és $C = p$, következőleg fennáll (24) határérték, ha

$$\int_0^\infty K(x)e^{-sx} dx = p \int_0^\infty [1 - H(x)]e^{-sx} dx = p \frac{1 - \psi(s)}{s} \neq -1, \Re(s) \geq 0 \text{-ra.} \quad (35)$$

Ez pedig érvényes, mivel $s \rightarrow 0$ -ra a baloldal $\alpha p \neq -1$ és $s \neq 0$ esetén ha volna olyan s , melyre $\Re(s) \geq 0$ és nem elégítené ki (35) összefüggést, úgy erre fennállna

$$\psi(s) = 1 + \frac{s}{p}.$$

Itt azonban $\Re(s) \geq 0$ -ra $|\psi(s)| \leq 1$ és $s \neq 0$, $\Re(s) > 0$ -ra $\left|1 + \frac{s}{p}\right| > 1$. Következéleg nincs olyan s , $\Re(s) \geq 0$ érték, mely ne elégítené ki (35) összefüggést. Tehát ezzel tételünket bebizonyítottuk.

1. Megjegyzés. A 2. tételt abban az esetben, ha $\alpha p < 1$ Rényi Alfréd elemi módszerekkel bebizonyította. Bizonyítása valószínűleg $\alpha p \geq 1$ esetére is kiterjeszthető, ami lehetővé tenné Paley-Wiener mélyebb tételének elkerülését.

2. Megjegyzés. Mint ismeretes, ha $f(u)$ határérték létezik $u \rightarrow \infty$ esetén, úgy $f(u)$ Laplace transzformáltját $\varphi(s)$ -sel jelölve fennáll

$$\lim_{u \rightarrow \infty} f(u) = \lim_{s \rightarrow 0} s\varphi(s). \quad (36)$$

(Lásd pl. Doetsch könyvében⁵ p. 458, 3. tétel). Esetünkben, midőn $f(u)$ a (6) integrálegyenlet megoldása, $\varphi(s)$ -et (11) szolgáltatja és erre fennáll:

$$\lim_{s \rightarrow 0} s\varphi(s) = \frac{p}{1 + p\Psi(0)} = \frac{p}{1 + p\alpha}. \quad (37)$$

A tétel fordítottja általában nem igaz. Az idézett könyv⁵ (p. 488, 1. tétel) azonban kimond egy tételt, melynek segítségével abban az esetben, ha $\varphi(s)$ elegendő tesz bizonyos követelményeknek, megadható $f(u)$ aszimptotikus kifejtése $\varphi(s)$ segítségével. A tárgyalásunkban szereplő $f(u)$ esetén ez az aszimptotikus sor $f(u)$ határértékére redukálódik.

3. *Megjegyzés.* Ha (26)-ban $m(t)$ helyére beírjuk (12) kifejezést, úgy azt kapjuk, hogy

$$0 \leq \int_0^t \left[f(u) - \frac{p}{1 + \alpha p} \right] du \leq \frac{\alpha p}{1 + \alpha p}, \tag{38}$$

amely (27)-nél erősebb becslést jelent.

5. § $W(t, n)$ meghatározása

$W(t, n)$ t -nek folytonos függvénye. Mivel $0 \leq W(t, n) \leq 1$ következésképp

$$\omega_n(s) = \int_0^\infty e^{-st} W(t, n) dt \tag{39}$$

Laplace transzformáltja konvergens $\Re(s) > 0$ -ra és ha

$$\psi(s) = \int_0^\infty e^{-sx} dH(x) \tag{40}$$

mely $\Re(s) > 0$ -ra konvergens, úgy fennáll:

$$\omega_n(s) = \frac{1}{s} \left[1 - \frac{p^{n+1} (\psi(s))^n}{(p+s)^{n+1}} \right] \tag{41}$$

mely megengedi $W(t, n)$ meghatározását annak minden folytonossági helyén, tehát t minden értékére.

Bizonyítás: Mindenekelőtt kimutatjuk, hogy $W(t, n)$ folytonos. Az az esemény, hogy a $(0, t + \Delta t)$ időközben kezdődő történések száma $< n$, (aminek valószínűségét $W(t + \Delta t, n)$ -el jelöljük) a következő, egymást kizáró módon állítható elő: $(0, t)$ időközben kezdődik n történet és $(t, t + \Delta t)$ közben nem kezdődik történet, aminek a valószínűsége kisebb 1-nél és nagyobb vagy egyenlő azzal, hogy nem kezdődik esemény, aminek a valószínűsége $[1 - p\Delta t - o(\Delta t)]$ vagy $(0, t)$ időközben kezdődik $n - 1$ történet és $(t, t + \Delta t)$ közben egy történet, aminek a valószínűsége kisebb egyenlő annak a valószínűségénél, hogy $(t, t + \Delta t)$ időközben egy esemény bekövetkezzék és ennek a valószínűsége: $p\Delta t + o(\Delta t)$ és nagyobb egyenlő nullánál (pontosabban $o(\Delta t)$) vagy $(0, t)$ közben kevesebb mint $n - 1$ történet kezdődjék és $(t, t + \Delta t)$ közben több mint egy, aminek a valószínűsége $o(\Delta t)$, azaz

$$W(t + \Delta t, n) < W(t, n) + W(t, n - 1)(p\Delta t + o(\Delta t)) + o(\Delta t)$$

és

$$W(t + \Delta t, n) \geq W(t, n)[1 - p\Delta t - o(\Delta t)] + W(t, n-1)o(\Delta t) + o(\Delta t)$$

ahonnan

$$-p\Delta t + o(\Delta t) \leq W(t + \Delta t, n) - W(t, n) - p\Delta t + o(\Delta t)$$

amiből következik $W(t, n)$ folytonos volta.

Jelöljük az $u = 0$ időpontban kezdődő folyamatban az egymásután következő történések kezdőpontjait rendre u_1, u_2, \dots, u_n -nel. Ekkor annak a valószínűsége, hogy $(0, t)$ intervallumban legfeljebb n számú történet kezdődjék, egyenlő azzal, hogy az $n + 1$ -ik történet t -t követő időpontban kezdődjék, azaz

$$W(t, n) = P(t < u_{n+1}). \quad (42)$$

Mivel $P(t < u_{n+1}) + P(u_{n+1} < t) = 1$ tehát

$$W(t, n) = 1 - P(u_{n+1} \leq t). \quad (43)$$

Legyen két egymásután következő történet kezdőpontjainak különbsége: $\xi_i = u_i - u_{i-1}$ ($i = 2, 3, \dots$) és $\xi_1 = u_1$ úgy

$$W(t, n) = 1 - P(\xi_1 + \xi_2 + \dots + \xi_{n+1} \leq t). \quad (44)$$

A $\xi_1, \xi_2, \xi_3, \dots$ valószínűségi változók függetlenek. Konszekutív történések kezdőpontjai különbségének a bevezetése és ezzel a problémának független valószínűségi változók összege eloszlásfüggvényének meghatározására való visszavezetése több szerzőnél megtalálható, pl. Fortet ⁶ munkájában.

ξ_1 sűrűségfüggvénye: $g_1(x) = e^{-px} p$. ξ_2, ξ_3, \dots ugyanazon valószínűségi sűrűségfüggvénnyel bírnak és ez

$$g(x) = p \int_0^x e^{-p(x-r)} dH(r). \quad (45)$$

Ugyanis két konszekutív történet kezdőpontjainak különbsége úgy lehet x értékű, hogy a történet r ideig tart és utána $x - r$ időtartam elteltével bekövetkezik egy esemény, mely egyuttal történet kezdőpontja is.

$g_1(x)$ és $g(x)$ sűrűségfüggvények folytonosak. $g_1(x)$ Laplace-transzformáltja $\gamma_1(s) = \frac{p}{p+s}$ és $g(x)$ Laplace transzformáltja $\gamma(s) = \frac{p}{p+s} \psi(s)$. Mindkettő konvergens, ha $\Re(s) \geq 0$. Mivel $\xi_1, \xi_2, \xi_3, \dots$ valószínűségi változók függetlenek, a $\xi_1 + \xi_2 + \dots + \xi_{n+1}$ valószínűségi változó sűrűségfüggvényének Laplace transzformáltja egyenlő az egyes ξ_i változók Laplace transzformáltjainak szorzatával, azaz: $\gamma_1(s) [\gamma(s)]^n$ -nel. Továbbá $\xi_1 + \xi_2 + \dots + \xi_{n+1}$ valószínűségi változó eloszlásfüggvényének Laplace transzformáltját s -el való osztással nyerjük és így

$$\omega_n(s) = \frac{1}{s} \frac{\gamma_1(s) [\gamma(s)]^n}{s} = \frac{1}{s} \left[1 - \frac{p^{n+1} [\psi(s)]^n}{(p+s)^{n+1}} \right] \quad (46)$$

mely konvergens, ha $\Re(s) > 0$.

$\omega_n(s)$ ismeretében $W(t, n)$ meghatározható minden folytonossági helyén s mivel $W(t, n)$ folytonos, tehát minden t értékre.

Megjegyzés: (1)-ből következik, hogy $m(t)$ Laplace transzformáltja:

$$\sum_{n=0}^{\infty} \left[\frac{1}{s} - \omega_n(s) \right] = \frac{\gamma_1(s)}{s} \sum_{n=0}^{\infty} [\gamma(s)]^n = \frac{\gamma_1(s)}{s[1-\gamma(s)]} = \frac{p}{s[p+s-\psi(s)]} \quad (47)$$

ugyanis ha $\Re(s) > 0$ $|\gamma(s)| < 1$ s így a sor konvergens. Ez a formula meg-
egyezik a korábban nyert eredménnyel.

Példák: 1) $\xi = \alpha$ (állandó). Ekkor $\psi(s) = e^{-s\alpha}$ és

$$\omega_n(s) = \frac{1}{s} - \frac{1}{s} \left(\frac{p}{p+s} \right)^{n+1} e^{-s\alpha n} = \frac{1}{s} - \left[\frac{1}{s} - \sum_{j=1}^{n+1} \frac{p^{j-1}}{(p+s)^j} \right] e^{-s\alpha n} \quad (48)$$

ahonnan

$$W(t, n) = \begin{cases} \sum_{j=1}^{n+1} \frac{p^{j-1}(t-n\alpha)^{j-1}}{(j-1)!} e^{-\mu(t-n\alpha)} & \text{ha } n\alpha < t \\ 1 & \text{ha } n\alpha \geq t. \end{cases} \quad (49)$$

2) ξ eloszlásfüggvénye $H(x) = 1 - e^{-x/\alpha}$. Ekkor $\psi(s) = \frac{1}{1+\alpha s}$ és ha $\frac{1}{\alpha} \neq p$

$$\omega_n(s) = \frac{1}{s} - \frac{1}{s} \left(\frac{p}{p+s} \right)^{n+1} \left(\frac{1}{1+\alpha s} \right)^n = \sum_{j=1}^{n+1} \frac{A_j}{(p+s)^j} + \sum_{j=1}^n \frac{B_j \cdot \alpha^j}{(1+\alpha s)^j} \quad (50)$$

ahol

$$A_j = p^{j-1} + \sum_{k=1}^n (-1)^{n+1-j} \binom{n+k-j}{k-1} \frac{\alpha^{n+2-j} p^{n+1}}{(1-\alpha p)^{n+k-j+1}}$$

és

$$B_j = \frac{1}{\alpha^{j-1}} + \sum_{k=1}^{n+1} (-1)^k \binom{n+k-j+1}{k-1} \frac{p^{k-1}}{\alpha^{j-k} (1-\alpha p)^{n+k-j}}$$

ha $\frac{1}{\alpha} = p$ úgy

$$\omega_n(s) = \frac{1}{s} - \frac{1}{s} \left(\frac{p}{p+s} \right)^{2n+1} = \sum_{j=1}^{2n+1} \frac{p^{j-1}}{(p+s)^j} \quad (51)$$

Ennek megfelelően ha $\frac{1}{\alpha} \neq p$ úgy

$$W(t, n) = \sum_{j=1}^{n+1} \frac{A_j \cdot t^{j-1}}{(j-1)!} e^{-\mu t} + \sum_{j=1}^n \frac{B_j \cdot t^{j-1}}{(j-1)!} e^{-t/\alpha} \quad (52)$$

és ha $\frac{1}{\alpha} = p$, úgy:

$$W(t, n) = \sum_{j=1}^{2n+1} \frac{(pt)^{j-1}}{(j-1)!} e^{-\mu t}. \quad (53)$$

Érdemes megemlíteni, hogy az (53) eloszlásfüggvény úgy nyerhető a Poisson-eloszlásból, hogy annak tagjait páronként összevonjuk.

Ez a valószínűség közvetlenül visszavezethető Poisson folyamatra. Ugyanis $W(t, n) = 1 - P(\xi_1 + \xi_2 + \dots + \xi_{n+1} \leq t)$ hol ξ_1 sűrűségfüggvénye $g_1(x) = e^{-x} p$, és $\xi_2, \xi_3, \dots, \xi_{n+1}$ sűrűségfüggvénye $g_1(x) * g_1(x)$ azaz $g_1(x)$ -nek önmagával való kompozíciója. Mivel $g_1(x)$ egy p sűrűséggel jellemzett Poisson folyamatban két konsekutív esemény sűrűségfüggvénye, következésképp $P(\xi_1 + \xi_2 + \dots + \xi_{n+1} \leq t)$ annak a valószínűsége, hogy t időtartam alatt legalább $2n + 1$ esemény forduljon elő. Ennek a valószínűsége:

$$P(\xi_1 + \xi_2 + \dots + \xi_{n+1} \leq t) = \int_0^t e^{-pu} \frac{(pu)^{2n}}{(2n)!} p du = 1 - \sum_{j=0}^{2n} e^{-pt} \frac{(pt)^j}{j!} \quad (54)$$

és így ezuton is igazolható (53).

Hasonlóképpen állítható elő (52) is Poisson eloszlások kompozíciójaként.

6. § Stacionárius folyamatok

Az előző paragrafusokban azt az esetet tárgyaltuk, midőn a folyamat $u = 0$ időpontban kezdődött és $(0, t)$ intervallumban vizsgáltuk a történések számának várható értékét és eloszlásfüggvényét. Ha ez a folyamat már végtelen hosszú ideje tart és egy kiszemelt t hosszúságú szakaszban vizsgáljuk a történések számának várható értékét és eloszlásfüggvényét, úgy az függetlennek adódik a vizsgált intervallum kezdőpontjától, csupán a vizsgált szakasz hosszától függ. Ekkor a folyamatot stacionáriusnak nevezzük.

A várható értékek most is egyszerűen meghatározhatók a kezdődési és történési valószínűségekkel (12) és (13) formulák alapján, melyeknek értéke most állandó, és pedig

$$f^* = \lim_{u \rightarrow \infty} f(u) = \frac{p}{1 + \alpha p} \quad (55)$$

és

$$F^* = \lim_{u \rightarrow \infty} F(u) = \frac{\alpha p}{1 + \alpha p}. \quad (56)$$

Tehát stacionárius folyamat esetén

$$m^*(t) = \frac{pt}{1 + \alpha p} \quad (57)$$

és

$$v^*(t) = \frac{\alpha pt}{1 + \alpha p}. \quad (58)$$

Jelöljük most $W^*(t, n)$ -el egy t hosszúságú időintervallumban kezdődő történések számának valószínűségi eloszlását.

$W^*(t, n)$ folytonos minden t értékre, következésképp

$$\omega_n^*(s) = \int_0^{\infty} e^{-st} W^*(t, n) dt \quad (59)$$

Laplace-transzformáltja konvergens ha $\Re(s) > 0$ és

$$\omega_n^*(s) = \frac{1}{s} - \frac{1}{s^2} \frac{p}{1 + \alpha p} \left(1 - \frac{p\psi(s)}{p+s} \right) \left(\frac{p}{p+s} \right)^n (\psi(s))^n \quad (60)$$

amely lehetővé teszi $W^*(t, n)$ meghatározását minden folytonos t értékre, azaz minden t -re.

Bizonyítás: $W^*(t, n)$ folytonos volta $W(t, n)$ -hez hasonlóan mutatható ki. Az előző paragrafusban követett tárgyaláshoz hasonlóan ugyanazon jelölésekkel felírható

$$W^*(t, n) = 1 - P(\xi_1 + \xi_2 + \dots + \xi_{n+1} \leq t) \quad (61)$$

hol azonban ξ_i valószínűségi változó sűrűségi függvénye az előzőtől eltérően:

$$g_1(x) = \frac{p}{1 + \alpha p} [1 - G(x)]. \quad (62)$$

Ugyanis, ha valamely történéis időtartamának eloszlásfüggvénye $G(x)$ folytonos és átlaga μ úgy annak a valószínűsége, hogy egy adott időpontban éppen folyó történéis legfeljebb x időtartam múlva befejeződjék stacionárius folyamat esetében mint ismeretes ⁷

$$\int_0^x \frac{1 - G(x)}{\mu} dx \quad (63)$$

és ennek sűrűségfüggvénye

$$\frac{1 - G(x)}{\mu}. \quad (64)$$

Esetünkben $G(x)$ a (45) alatt definiált $g(x)$ sűrűségfüggvényhez tartozó eloszlásfüggvény és

$$\mu = \int_0^{\infty} x g(x) dx = \frac{1}{p} + \alpha = \frac{1 + \alpha p}{p} \quad (65)$$

$g_1(x)$ Laplace-transzformáltja, mely $\Re(s) \geq 0$ -ra konvergens

$$\gamma_1(s) = \frac{p}{1 + \alpha p} \left[\frac{1}{s} - \frac{1}{s} \frac{p\psi(s)}{p+s} \right]. \quad (66)$$

Ennek segítségével az előző paragrafusban követett tárgyaláshoz hasonlóan kapjuk (60)-at:

Megjegyzés: A történések várható számának Laplace-transzformáltja

$$\sum_{n=0}^{\infty} \left[\frac{1}{s} - \omega_n^*(s) \right] = \frac{1}{s^2} \frac{p}{1 + \alpha p} \quad (67)$$

azaz

$$m^*(t) = \frac{pt}{1 + \alpha p}$$

mint előbb nyertük.

Példa: $\xi = \alpha$ (konstans). Ekkor $\psi(s) = e^{-s\alpha}$ és

$$\begin{aligned} \omega_n^*(s) &= \frac{1}{s} - \frac{p}{1 + \alpha p} \frac{1}{s^2} \left(\frac{p}{p+s} \right)^n e^{-s\alpha n} + \frac{p}{1 + \alpha p} \frac{1}{s^2} \left(\frac{p}{p+s} \right)^{n+1} e^{-s\alpha(n+1)} = \\ &= \frac{1}{s} - \frac{p}{1 + \alpha p} \left[\frac{1}{s} \left(\frac{1}{s} - \frac{n}{p} \right) + \frac{1}{p} \sum_{k=1}^n \frac{(n+1-k)p^{k-1}}{(p+s)^k} \right] e^{-s\alpha n} + \\ &+ \frac{p}{1 + \alpha p} \left[\frac{1}{s} \left(\frac{1}{s} - \frac{n+1}{p} \right) + \frac{1}{p} \sum_{k=1}^{n+1} \frac{(n+2-k)p^{k-1}}{(p+s)^k} \right] e^{-s\alpha(n+1)} \end{aligned} \quad (68)$$

ahonnan

$$\begin{aligned} W^*(t, n) &= 1 - \frac{p}{1 + \alpha p} \left[\left(t - \frac{n}{p} \right) + \right. \\ &+ \left. \frac{1}{p} \sum_{k=1}^n \frac{(n+1-k)p^{k-1}(t-\alpha n)^{k-1}}{(k-1)!} e^{-\rho(t-\alpha n)} \right] \text{ (ha } \alpha n \leq t) + \\ &+ \frac{p}{1 + \alpha p} \left[\left(t - \frac{n+1}{p} \right) + \right. \\ &+ \left. \frac{1}{p} \sum_{k=1}^{n+1} \frac{(n+2-k)p^{k-1}(t-\alpha(n+1))^{k-1}}{(k-1)!} e^{-\rho(t-\alpha(n+1))} \right] \text{ (ha } \alpha(n+1) < t). \end{aligned} \quad (69)$$

Meglepő, hogy míg stacionárius folyamat esetén a várható érték kiszámítása egyszerűbb mint nem stacionárius folyamatnál, addig maga az eloszlásfüggvény komplikáltabb.

II. KOINCIDENCIA JELENSÉGEK

1. § A probléma kitűzése

Vizsgáljunk egy olyan rendszert, amely s számú az I részben tárgyalt típusú egyidejűleg végbemenő folyamatból áll. Ekkor előfordulhat, hogy az s számú folyamat közül adott u időpontban $0, 1, 2, \dots, s$ számú folyamatban van törtézés. Azt mondjuk, hogy a rendszer (s számú folyamat együttesen) u időpontban E_j állapotban van, ha egyidejűleg j törtézés van abban az időpontban.

Definícióképpen azt mondjuk, hogy u időpontban koincidencia van, ha legalább $k(k=1, 2, \dots, s)$ számú egyidejű törtézés van, azaz a rendszer E_j állapotban van, hol $j \geq k$. Adott időpontban koincidencia kezdődik, ha $E_{k-1} \rightarrow E_k$ átmenet lép fel.

Kérdés, mennyi lesz a $(0, t)$ időközben kezdődő koincidenciák várható száma: $m_{sk}(t)$ és várható időtartama: $\tau_{sk}(t)$.

2. § A várható értékek meghatározása

A várható értékek most is meghatározhatók a következő két valószínűség bevezetésével: Legyen $F_k(u)$ annak a valószínűsége, hogy a rendszer u időpontban E_k, E_{k+1}, \dots, E_s állapotok egyikében legyen. Ekkor annak a valószínűsége, hogyha u időpontban E_{k-1} állapotban van a rendszer, $u + \Delta u$ időpontban E_k állapotban legyen a korábban közölt gondolatmenet szerint könnyen beláthatóan a következőképpen írható: $f_k(u)\Delta u + o(\Delta u)$; röviden annak a feltételes valószínűsége, hogy a rendszer, mely u időpontban E_{k-1} állapotban van, $(u, u + du)$ közben E_k állapotba kerüljön: $f_k(u) du$.

Ennek segítségével

$$m_{sk}(t) = \int_0^t f_k(u) du \tag{70}$$

és

$$\tau_{sk}(t) = \int_0^t F_k(u) du. \tag{71}$$

A bizonyítás (12) és (13) közölt bizonyításához hasonló.

Most

$$f_k(u) du = \binom{s}{k-1} [F(u)]^{k-1} [1-F(u)]^{s-k+1} (s-k+1)p du. \tag{72}$$

Ugyanis az $E_{k-1} \rightarrow E_k$ átmenet valószínűsége $(u, u + du)$ közben egyenlő a következő esemény valószínűségével: u időpontban $k-1$ folyamatban legyen történés és $s-k+1$ -ben ne legyen, amit *Bernoulli* ismétléses valószínűségekre vonatkozó formulája szolgáltat és a szabad $s-k+1$ folyamat egyikében u és $u + du$ időpontok között kezdődjék egy esemény, amelynek a valószínűsége $(s-k+1)p du$, mely egyuttal történés is; azaz

$$f_k(u) = ps \binom{s-1}{k-1} [F(u)]^{k-1} \cdot [1-F(u)]^{s-k+1}. \tag{73}$$

Megjegyezzük, hogy annak a valószínűsége, hogy u és $u + \Delta u$ időpontok között $s-k+1$ szabad folyamat egyikében egy esemény kezdődjék: $\binom{s-k+1}{1} (p\Delta u)(1-p\Delta u)^{s-k} + o(\Delta u) = (s-k+1)p\Delta u + o(\Delta u)$ és hogy több mint egy esemény kezdődjék, $o(\Delta u)$. Innen rövidség kedvéért azt mondjuk, hogy annak a valószínűsége, hogy $(u, u + du)$ időközben kezdődjék egy esemény $(s-k+1)p du$.

Annak a valószínűsége, hogy u időpontban koincidencia legyen, egyenlő azzal, hogy k vagy annál több folyamatban legyen történés, azaz

$$F_k(u) = \sum_{j=k}^s \binom{s}{j} [F(u)]^j [1-F(u)]^{s-j}. \tag{74}$$

3. § *Stacionárius folyamatokból álló rendszerek*

Az előző két paragrafusban az $u = 0$ időpontban kezdődő folyamatokat vizsgáltuk $(0, t)$ intervallumban. Most tegyük fel, hogy a folyamatok végtelen hosszú ideje tartanak és egy kiszemelt t nagyságú intervallumban vizsgáljuk a jelenséget. Ekkor a várható értékek és valószínűségi eloszlások függetlenek az intervallum kezdőpontjától, csupán annak hosszától függenek és a folyamatokat stacionáriusoknak nevezzük.

Ekkor $f_k(u)$ és $F_k(u)$ értékek állandók lesznek és pedig

$$f_k^* = ps \binom{s-1}{k-1} [F^*]^{k-1} [1-F^*]^{s-k+1} \quad (75)$$

és

$$F_k^* = \sum_{j=k}^s \binom{s}{j} [F^*]^j [1-F^*]^{s-j}. \quad (76)$$

A várható értékek:

$$m_{s,k}^*(t) = ps \binom{s-1}{k-1} \left(\frac{\alpha p}{1+\alpha p} \right)^{k-1} \left(\frac{1}{1+\alpha p} \right)^{s-k+1} t \quad (77)$$

és

$$\sigma_{s,k}^*(t) = \sum_{j=k}^s \binom{s}{j} \left(\frac{\alpha p}{1+\alpha p} \right)^j \left(\frac{1}{1+\alpha p} \right)^{s-j} t. \quad (78)$$

Ha egy folyamatban kezdődő történések sűrűségét a következőképpen jelöljük:

$$\bar{n} = \frac{p}{1+\alpha p} \quad (79)$$

úgy

$$m_{s,k}^*(t) = s \binom{s-1}{k-1} (\alpha n)^{k-1} (1-\alpha \bar{n})^{s-k} \bar{n} t \quad (80)$$

-re jutunk, mely formula a kísérleti fizika koincidencia számlálásainál az $u. n.$ véletlen koincidenciák várható számát szolgáltatja.

Az itt nyert eredmények felhasználhatók a gyakorlatban több gép egyidejű működésénél, telefonközpontok méretezésénél és a kísérleti fizika részecskeszámlálásainál előforduló problémák megoldására.

Végül köszönetemet fejezem ki *Rényi Alfréd*nek számos értékes megjegyzéséért.

*Magyar Tudományos Akadémia
Alkalmazott Matematikai Intézete.*

IRODALOM.

¹ A. Khintchine: Asymptotische Gesetze der Wahrscheinlichkeitsrechnung. (Ergebnisse der Mathematik 2, Berlin, (1939) 19.

² A. Rényi: On some problems concerning Poisson processes. [Publications Mathematicae, 2 (1951) 66–73].

³ Volterra: Lecons sur les Equations Intégrales et les Equations Integro-Différentielles, Paris, 1913.

⁴ R. E. A. C. Paley and Wiener: Fourier Transforms in the Complex Domain (New-York, 1934).

⁵ G. Doetsch: Handbuch der Laplace Transformation I (Basel, 1950).

⁶ R. Fortet: Probabilité de perte d'un appel téléphonique [Le calcul des probabilités et ses applications, Centre National de la Recherche Scientifique, Paris, 1944 pp. 105–113].

⁷ S. Malmquist: A statistical problem connected with the counting of radioactive particles [Annals of Mathematical Statistics, 18 (1947) 255–264].