

Egy sorbanállási feladat megoldása

Gergely József

I. A feladat megfogalmazása

Az [1] /és néhány azt megelőző/ cikkben Gaver a következő sorbanállási feladatot vizsgálja: Egy kiszolgáló berendezéshez kétféle áramlat érkezik (A és B típusu). A kiszolgálási idők  $T_1$  és  $T_2$  függetlenek és külön-külön azonos eloszlásuak  $B_1(t)$  és  $B_2(t)$  eloszlásfüggvényekkel. Ha a készülék egy A típusu után B típusut szolgál ki, vagy fordítva, szükség van egy  $T_{12}$  ill.  $T_{21}$  átkapcsolási időre.  $T_{12}$  és  $T_{21}$  függetlenek és külön-külön azonos  $C_{12}(t)$  ill.  $C_{21}(t)$  eloszlásuak. Az érkezés  $a_1$  ill.  $a_2$  intenzitású Poisson folyamat. Az érkezési, kiszolgálási és átkapcsolási idők egymástól függetlenek.

A feladatot Gaver a következő esetekre oldotta meg:

- 1./ Kiszolgálás érkezési sorrendben történik.
- 2./ B-nek elsőbbsége van A-val szemben. Itt különböző prioritási eseteket vizsgál (pl. az elsőbbség csak a kiszolgálások befejezése után érvényesül; B megszüntetheti A kiszolgálását, majd B kiszolgálásának befejezése után A kiszolgálása folytatódik, vagy ujrakezdődik stb.).

A rendszerben lejátszódó folyamat erősen függ az üres rendszer esetén követett stratégiától. Ezzel kapcsolatban Gaver vizsgálta a következő eseteket:

a/ Ha a kiszolgálás B típusuval fejeződött be és nincs a rendszerben se A se B típusu, akkor megkezdődik a készülék átkapcsolása A-ra (feltételezi, hogy  $a_1 > a_2$ ).

b/ Ha egy kiszolgálás után a rendszer üresen marad, csak egy érkezés után kezdi meg az átkapcsolást, ha szükség van arra.

Az alábbiakban a következő esetet vizsgáljuk:

Alkossanak külön sort az A és a B típusuak. Ha a készülék A típusuakat szolgált ki, akkor csak abban az esetben kapcsol át B-re, ha nincs A típusu sorbanálló és a B sorban legalább  $n_2$ , ill. B-ről A-ra, ha az A sorban legalább  $n_1$  várakozó van ( $n_1 \geq 1$ ,  $n_2 \geq 1$ ). Az általunk vizsgált rendszer akkor előnyös, ha az átkapcsolási idők a kiszolgálási időhöz viszonyítva nagyok.

Tegyük fel, hogy léteznek a szereplő eloszlások momentumai.

II. Az egyenletek felállítása

Jellemezze a kiszolgálási rendszer egy kiszolgálás befejezése utáni állapotát az  $(i, k_1, k_2)$  számhármassal, ahol  $i = 1$ , ha az utolsó befejeződött kiszolgálás egy A típusú egység kiszolgálása volt és  $i = 2$ , ha B típusú, és a kiszolgálás befejezése után az A sorban  $k_1$ , a B sorban  $k_2$  egység maradt.

Jelöljük  $P_{i, (k_1, k_2), N}$ -el annak valószínűségét, hogy az N.-ik kiszolgálás után a rendszer állapota  $(i, k_1, k_2)$ .

Bevezetjük a következő függvényeket:

$$P_{i, N}(z_1, z_2) = \sum_{k_1, k_2 \geq 0} p_{i, k_1, k_2, N} z_1^{k_1} z_2^{k_2} \quad /1/$$

$$\beta_i(z) = \int_0^{\infty} e^{-zt} dB_i(t); \quad \gamma_{ij}(z) = \int_0^{\infty} e^{-zt} dC_{ij}(t) \quad /2/$$

ahol

$$i = 1, 2; \quad j = 1, 2; \quad i \neq j \quad /3/$$

$$0 \leq z_1 \leq 1 \quad 0 \leq z_2 \leq 1 \quad 0 \leq z$$

Bebizonyítjuk, hogy az /1/, /2/ és /3/-al definiált függvények kielégítik a következő egyenleteket (i=1; j=2, vagy i=2, j=1):

$$\begin{aligned}
 z_i P_{i,N+1}(z_1, z_2) = & \left\{ P_{i,N}(z_1, z_2) - P_{i,N}(0, z_2) + \right. \\
 & \left. + \frac{a_i}{a_1 + a_2} z_i \sum_{k_j=0}^{n_j-1} \left[ q_{i,k_2,N} z_j^{k_j} \sum_{l=0}^{n_j-k_j-1} \left( \frac{a_j}{a_1 + a_2} \right)^l + [P_{j,N}(z_1, 0) - \right. \right. \\
 & \left. \left. - \sum_{k_i=0}^{n_i-1} \left\{ q_{j,k_1,N} z_i^{k_i} \left[ 1 - \left( \frac{a_i}{a_1 + a_2} z_i \right)^{n_i-k_i} \right] \right\} \delta_{ji}(a_1 + a_2 - a_i z_i - a_j z_j) \right] \beta_i(a_1 + a_2 - a_i z_i - a_j z_j) \right\}
 \end{aligned}$$

ahol

$$q_{1,k_2,N} = p_{1,0,k_2,N} \quad \text{és} \quad q_{2,k_1,N} = p_{2,k_1,0,N}$$

Bizonyítás: Bevezetjük a következő kiegészítő eseményeket /lásd [2] /. Legyenek a kiszolgáló rendszerbe érkező egységek pirosak és kékek. Legyen  $z_1$  ill.  $z_2$  annak valószínűsége, hogy egy A ill. B sorba érkező egység piros, akkor  $p_{i,k_1,k_2,N} z_1^{k_1} z_2^{k_2}$  annak valószínűségét adja meg, hogy az N.-ik kiszolgálás befejezése után a rendszer állapota (i,  $k_1$ ,  $k_2$ ) és a rendszerben maradó minden egység piros. Az /1/-el definiált  $P_{i,N}(z_1, z_2)$  értelmezhető, mint a következő esemény

valószínűsége: az N.-ik kiszolgálás után a rendszerben nincs kék egység, az N.-ik kiszolgált egység A típusu volt, ha  $i = 1$  és B típusu, ha  $i = 2$ .

Kiszámoljuk annak valószínűségét, hogy egy egység kiszolgálási ideje ( $T_1$  vagy  $T_2$ ), valamint az átkapcsolási idők ( $T_{12}$  vagy  $T_{21}$ ) alatt kék egység nem érkezik a rendszerbe. A kiszolgálási időkre vonatkozóan ezek a valószínűségek  $i = 1$ , vagy  $i = 2$ -re /az érkezések Poisson eloszlás szerint történnek/:

$$\sum_{k_1, k_2 \geq 0} z_1^{k_1} z_2^{k_2} \int_0^{\infty} \frac{(a_1 t)^{k_1}}{k_1!} e^{-a_1 t} \cdot \frac{(a_2 t)^{k_2}}{k_2!} e^{-a_2 t} dB_i(t) =$$
$$= \beta_i (a_1 + a_2 - a_1 z_1 - a_2 z_2)$$

Az átkapcsolási időkre vonatkozóan hasonló felirásból következően  $i = 1, j = 2$  ill.  $i = 2, j = 1$ -re:

$$\gamma_{ij} (a_1 + a_2 - a_1 z_1 - a_2 z_2)$$

A /4/ egyenlet  $i = 1, j = 2$ -re annak valószínűségét adja meg, hogy az N+1.-ik kiszolgált egység A típusu és piros, és a kiszolgálásának befejezése után a rendszerben nem maradt kék egység. Teljesen hasonlóan  $i = 2, j = 1$  esetén.

III. Ergodicitás bizonyítása

Jelöljük a kiszolgálási és átkapcsolási idők várható értékét  $\beta_{ii}$  ill.  $\gamma_i^{ij}$  -vel, vagyis  $i=1,2$ ;  $j=1,2$ ;  $i \neq j$ -re

$$\beta_{ii} = \int_0^{\infty} t dB_i(t) ; \quad \gamma_i^{ij} = \int_0^{\infty} t dC_{ij}(t)$$

Bebizonyítjuk a következő állítást: Ha

$$Q_1 \beta_{11} + Q_2 \beta_{21} < 1 \quad /5/$$

akkor a kiszolgálási rendszer  $(i, k_1, k_2)$  állapotai ergodikusak.

Bizonyítás: Rendezzük a rendszer állapotait olyan sorrendben, hogy először szerepeljen minden olyan állapot, melyre  $k_1 \leq n_1$ ,  $k_2 \leq n_2$  és azután a többi állapot. Jelölje  $s = s(i, k_1, k_2)$  az ily módon elrendezett  $(i, k_1, k_2)$  állapot sorszámát, és legyen

$$S_0 = \max_{k_1 \leq n_1; k_2 \leq n_2} S(i, k_1, k_2)$$

A rendszer állapotai Markov láncot alkotnak. Jelöljük a  $t$  sorszámú állapotból az  $s$  sorszámúba való átmenet valószínűségét  $q_{st}$  -vel, valamint  $y_s$ -el azt a közepes időt, ami szükséges az  $s$ -ik állapotból kiindulva a kiszolgálás befejezéséig, feltéve, hogy közben újabb érkezés nem történik.

Igy

$$y_s = \begin{cases} k_i \beta_{i1} + \delta_1^{ij} + k_j \beta_{j1} & \text{ha } k_j \geq n_j \\ k_i \beta_{i1} & \text{ha } k_j < n_j \end{cases} \quad /6/$$

Rögzítsünk egy  $s$ -et, akkor a  $\sum_t q_{st} y_t$  jelenti egy kiszolgálás befejezése utáni állapotból a kiszolgálás befejezéséig eltelt közepes időt, feltéve, hogy közben új érkezés nincs. Ha  $s \leq s_0$ , akkor

$$\sum_t q_{st} y_t < \infty \quad /7/$$

tekintve, hogy véges összegről van szó. Egyébként a

$\sum_t q_{st} y_s$  kiszámításánál a következő eseteket különböztetjük meg:

a/  $k_1 > 0, k_j \geq n_j$  akkor /6/-ből  $y_s = k_i \beta_{i1} + \delta_1^{ij} + k_j \beta_{j1}$

és

$$\begin{aligned} \sum_t q_{st} y_t &= (k_i - 1) \beta_{i1} + a_i \beta_{i1} \beta_{j1} + \delta_1^{ij} + k_j \beta_{j1} + a_j \beta_{i1} \beta_{j1} = \\ &= y_s - \beta_{i1} (1 - a_i \beta_{i1} - a_j \beta_{j1}) = y_s - \varepsilon_1 \end{aligned} \quad /8/$$

b/  $k_1 > 0, k_j < n_j$ , akkor /6/-ből  $y_s = k_i \beta_{i1}$  és így

$$\begin{aligned} \sum_t q_{st} y_t &= (k_i - 1) \beta_{i1} + a_i \beta_{i1} \beta_{i1} = \\ &= y_s - \beta_{i1} (1 - a_i \beta_{i1}) = y_s - \varepsilon_2 \end{aligned} \quad /9/$$

c/  $k_i=0$ ,  $k_j \geq n_j$ , akkor /6/-ből  $y_s = \gamma_i^{ij} + k_j \beta_{j1}$   
és így

$$\begin{aligned} \sum_t q_{st} y_t &= (k_j - 1) \beta_{j1} + (\gamma_i^{ij} + \beta_{j1}) a_j \beta_{j1} = \\ &= y_s - (\beta_{j1} + \gamma_i^{ij}) (1 - a_j \beta_{j1}) = y_s - \varepsilon_3 \end{aligned} \quad /10/$$

(A  $k_i=0$ ,  $k_j < n_j$  esetben  $s \leq s_0$ , melyre teljesül /7/.)

Az /5/ feltevés miatt /8/, /9/ és /10/-ben szereplő

$$\varepsilon_1 = \beta_{i1} (1 - a_1 \beta_{i1} - a_2 \beta_{21}) > 0$$

$$\varepsilon_2 = \beta_{i1} (1 - a_i \beta_{i1}) > 0$$

$$\varepsilon_3 = (\beta_{j1} + \gamma_i^{ij}) (1 - a_j \beta_{j1}) > 0$$

Másrészt minthogy az  $s \leq s_0$  végesszámu esetben teljesül /7/, ezért alkalmazható [2] 45. §-nak 2. következménye, amely szerint a vizsgált Markov lánc állapotai ergodikusak.

Az ergodicitás következtében léteznek a

$$p_{i,k_1,k_2} = \lim_{N \rightarrow \infty} p_{i,k_1,k_2,N} \quad /11/$$

$$P_i(z_1, z_2) = \lim_{N \rightarrow \infty} P_{i,N}(z_1, z_2) = \sum_{k_1, k_2 \geq 0} p_{i,k_1,k_2} z_1^{k_1} z_2^{k_2} \quad /12/$$

határértékek. Terjesszük ki /12/ érvényességét a



$$|z_1| \leq 1; |z_2| \leq 1 \quad /13/$$

komplex tartományra, akkor itt  $P_i(z_1, z_2)$  mint két változós generátorfüggvény analitikus lesz. Másrészt /2/-ben legyen  $z$  olyan komplex szám, amelyre  $Re z \geq 0$ . Így a  $Re z \geq 0$  komplex félsíkon /2/ a  $B_i(t)$  és  $C_{ij}(t)$  eloszlás függvények Laplace-Stieltjes transzformáltjait definiálja.

Végezzük el a /11/ és /12/ határ-átmenetet, valamint a szereplő függvények értelmezésének kiterjesztését (/13/-ra ill.  $Re z \geq 0$  -ra/, akkor /4/-ből ( $i=1,2; j=1,2; i \neq j$ -re) a következő egyenletekhez jutunk:

$$\begin{aligned} z_i P_i(z_1, z_2) = & \left\{ P_i(z_1, z_2) - P_i(0, z_2) + \right. \\ & + \frac{a_i}{a_1 + a_2} z_i \sum_{k_j=0}^{n_i-1} \left[ q_{i,k_2} z_j^{k_j} \sum_{l=0}^{n_j-k_j-1} \left( \frac{a_j}{a_1 + a_2} \right)^l + [P_j(z_1, 0) - \right. \\ & \left. \left. - \sum_{k_i=0}^{n_i-1} \left\{ q_{j,k_1} z_i^{k_i} \left[ 1 - \left( \frac{a_i}{a_1 + a_2} z_i \right)^{n_i-k_i} \right] \right\} \gamma_{ji}(a_1 + a_2 - a_1 z_1 - a_2 z_2) \right] \beta_i(a_1 + a_2 - a_1 z_1 - a_2 z_2) \right\} \end{aligned} \quad /14/$$

ahol

$$q_{1,k_2} = p_{1,0,k_2} \quad \text{és} \quad q_{2,k_1} = p_{2,k_1,0}$$

#### IV. Optimalizálási probléma

A tárgyalt problémával kapcsolatban a következő feladat állítható fel: Ha ismerjük az  $a_1, a_2$  intenzitásokat, valamint a kiszolgálási és átkapcsolási idők eloszlásfüggvényeit ( $B_1(t), B_2(t), C_{12}(t), C_{21}(t)$ ), hogyan kell megválasztani az  $n_1$  és  $n_2$  számokat ahhoz, hogy a kiszolgáló rendszerünk a leghatékonyabb, vagyis hogy a várakozó egységek várakozási ideje vagy a várakozó sorok hossza minimális legyen. Az utóbbit például kiszámolhatjuk a  $P_1(z_1, z_2)$  és  $P_2(z_1, z_2)$  függvények  $z_1$  és  $z_2$  szerinti parciálisainak  $z_1=1, z_2=1$  helyen kapott értékei segítségével. Azonban ehhez a /14/ egyenletből meg kellene határozni az említett függvényeket vagy parciálisait.

A /14/ egyenlet nagyon bonyolult, ahhoz hogy az itt felvetett kérdés megoldásához szükséges mennyiségeket kiszámítsuk, vagy azoknak  $n_1$  és  $n_2$ -től való függését megállapítsuk. Így a rendszernek az  $n_1$  és  $n_2$  paraméterek szerinti optimalizálási kérdésével nem foglalkozunk.

A továbbiakban a /14/ egyenlet egy speciális esetének megoldásával foglalkozunk. Legyen  $n_1=1, n_2=1$ , akkor

$i=1, j=2$  és  $i=2, j=1$ -re /14/-ből a következő egyenletrendszert kapjuk:

$$z_1 P_1(z_1, z_2) = \left\{ P_1(z_1, z_2) - P_1(0, z_2) + \frac{a_1}{a_1 + a_2} p_{1,0,0} z_1 + \right. \\ \left. + \left[ P_2(z_1, 0) - p_{2,0,0} \left( 1 - \frac{a_1}{a_1 + a_2} z_1 \right) \right] \chi_{21}(a_1 + a_2 - a_1 z_1 - a_2 z_2) \right\} \beta_1(a_1 + a_2 - a_1 z_1 - a_2 z_2) /15/$$

$$z_2 P_2(z_1, z_2) = \left\{ P_2(z_1, z_2) - P_2(z_1, 0) + \frac{a_2}{a_1 + a_2} z_2 p_{2,0,0} + \right. \\ \left. + \left[ P_1(0, z_2) - p_{1,0,0} \left( 1 - \frac{a_2}{a_1 + a_2} z_2 \right) \right] \chi_{12}(a_1 + a_2 - a_1 z_1 - a_2 z_2) \right\} \beta_2(a_1 + a_2 - a_1 z_1 - a_2 z_2) /16/$$

V. Az  $n_1 = n_2$  speciális eset megoldása

Helyettesítsünk a /15/ egyenletbe  $z_1=1, z_2=1$ -et:

$$P_1(1,1) = \left\{ P_1(1,1) - P_1(0,1) + \frac{a_1}{a_1 + a_2} p_{1,0,0} + \right. \\ \left. + \left[ P_2(1,0) - P_2 \left( 1 - \frac{a_2}{a_1 + a_2} \right) \right] \chi_{21}(0) \right\} \beta_1(0) \quad /17/$$

$P_1(1,1)$  annak valószínűségét adja meg, hogy egy kiszolgálás éppen A típusú egység kiszolgálása volt, ami  $\frac{a_1}{a_1 + a_2}$ . Helyettesítsünk /17/-be

$P_1(1,1) = \frac{a_1}{a_1 + a_2}$ ,  $\chi_{21}(0) = \beta_1(0) = 1$ ,  $1 - \frac{a_2}{a_1 + a_2} = \frac{a_1}{a_1 + a_2}$  értéket kapjuk:

$$P_1(0,1) - P_2(1,0) = \frac{a_1}{a_1+a_2} p_{1,0,0} - \frac{a_2}{a_1+a_2} p_{2,0,0} \quad /18/$$

/Megjegyezzük, hogy /16/-ből kiindulva ugyanerre az eredményre jutottunk volna./

Helyettesítsünk /15/-be  $z_1=1$ ,  $z_2=0$ -t, /16/-ba  $z_1=0$ ,  $z_2=1$ -et, a kapott egyenlőségeket a következő alakra hozhatjuk:

$$P_1(1,0) \left[1 - \frac{1}{\beta_1(a_2)}\right] + P_2(1,0) \gamma_{21}(a_2) = \frac{a_2}{a_1+a_2} [p_{1,0,0} + p_{2,0,0} \gamma_{21}(a_2)] \quad /19/$$

$$P_1(0,1) \gamma_{12}(a_1) + P_2(0,1) \left[1 - \frac{1}{\beta_2(a_1)}\right] = \frac{a_1}{a_1+a_2} [p_{2,0,0} + p_{1,0,0} \gamma_{12}(a_1)] \quad /20/$$

Differenciáljuk /15/ és /16/-ot  $z_1$  szerint és helyettesítsük  $z_1=z_2=1$ -et, használva a várható értékekre III-ban bevezetett  $\beta_{11}, \beta_{21}, \gamma_1^{12}$ , és  $\gamma_1^{21}$  jelöléseket, /15/-ből kapjuk:

$$P_2^{(z_1)}(1,0) = P_1(0,1) a_1 \beta_{11} - P_2(1,0) a_1 [\beta_{11} + \gamma_1^{21}] - p_{1,0,0} \frac{a_1}{a_1+a_2} [1 + a_1 \beta_{11}] - \\ - p_{2,0,0} \left[ \frac{a_1}{a_1+a_2} (1 - a_2 [\beta_{11} + \gamma_1^{21}]) \right] + \frac{a_1}{a_1+a_2} (1 - a_1 \beta_{11}) \quad /21/$$

$$P_2^{(z_1)}(1,0) = P_1(0,1) a_1 [\gamma_1^{12} + \beta_{21}] - P_2(1,0) a_1 \beta_{21} - p_{1,0,0} \frac{a_1}{a_1+a_2} a_1 [\gamma_1^{12} + \beta_{21}] + \\ + p_{2,0,0} \frac{a_2}{a_1+a_2} a_1 \beta_{21} + \frac{a_1 a_2}{a_1+a_2} \beta_{21} \quad /22/$$

/21/ és /22/ jobboldalait egyenlővé téve és rendezve,  
/18/ felhasználásával a következő egyenlethez jutunk:

$$P_1(0,1)\gamma_1^{12} + P_2(1,0)\gamma_1^{21} = \frac{1}{a_1+a_2} [1 - a_1\beta_1 - a_2\beta_2 - (1-\gamma_1^{12})p_{1,00} - (1-a_2\gamma_1^{21})p_{2,00}] \quad /23/$$

A /18/, /19/, /20/ és /23/ egyenletek  $P_1(0,1)$ ,  $P_1(1,0)$ ,  $P_2(0,1)$  a  $P_2(1,0)$  mennyiségekre vonatkozóan egy lineáris egyenletrendszer adnak. Ha egyenletrendszer determinánsa

$$\left[1 - \frac{1}{\beta_1(a_2)}\right] \left[1 - \frac{1}{\beta_2(a_1)}\right] [\gamma_1^{21} + \gamma_1^{12}] \quad /24/$$

0-tól különböző (azaz  $\beta_1(a_2) \neq 1$ ,  $\beta_2(a_1) \neq 1$  és  $\gamma_1^{21} + \gamma_1^{12} \neq 0$ ) a  $P_1(0,1)$ ,  $P_1(1,0)$  és  $P_2(1,0)$  mennyiségek kifejezhetők  $P_{1,0,0}$  és  $P_{2,0,0}$  lineáris kombinációjaként, ahol az együtthatók az ismert  $\beta_1$ ,  $\beta_2$ ,  $\gamma_1^{21}$  és  $\gamma_1^{12}$  függvények momentumait vagy helyettesítési értékeit tartalmazzák. Fejezzük ki /15/-ből a  $P_1(z_1, z_2)$  függvényt. A kifejezés nevezőjébe az

$$1 - \frac{z_1}{\beta_1(a_1+a_2 - a_1z_1 - a_2z_2)} \quad /25/$$

függvény kerül. Tekintsük azon  $z_1$  és  $z_2$  helyeket ahol /25/ azonosan 0. Használjuk a  $z_1 = z$  jelölést és legyen  $z_2 = f(z)$ , melyre teljesül a

$$\beta_1(a_1+a_2 - a_1z - a_2f(z)) - z \equiv 0 \quad /26/$$

azonosság, vagyis  $\beta_1$  definíciója szerint

$$\int_0^{\infty} e^{-[a_1+a_2-a_1z-a_2f(z)]t} dB_1(t) \equiv z \quad /27/$$

/27/-et  $z$  szerint differenciálva a  $z=1$  helyen, majd rendszerezve kapjuk az

$$f'(1) = \frac{1 - a_1\beta_{11}}{a_2\beta_{11}} > 0 \quad /28/$$

egyenlőtlenséget, amiből következik, hogy  $z=1$  bizonyos környezetében  $|f(z)| < 1$ . Mínt hogy  $P_1(z_1, z_2)$  analitikus a /13/ tartományon, a /15/-ből kifejezett  $P_1(z_1, z_2)$  számlálójának is azonos 0-nak kell lenni a  $z_1=z$ ,  $z_2=f(z)$  helyen azaz fenn kell állni a

$$P_1(0, f(z)) - P_2(z, 0) \gamma_{21}(a_1+a_2-a_1z-a_2f(z)) + \\ + p_{2,0,0} \left(1 - \frac{a_1}{a_1+a_2} z\right) \gamma_{21}(a_1+a_2-a_1z-a_2f(z)) - \frac{a_1}{a_1+a_2} p_{1,0,0} \equiv 0 \quad /29/$$

azonosságnak. Hasonló megoldásból /16/-ből kiindulva a

$$\beta_2(a_1+a_2-a_1g(z)-a_2z) - z \equiv 0 \quad /30/$$

azonossággal definiált  $g(z)$  függvényre teljesül a

$$g'(1) = \frac{1 - a_2\beta_{21}}{a_1\beta_{21}} > 0$$

egyenlőtlenség és /29/-hez hasonlóan érvényes a

$$P_2(g(z), 0) - P_1(0, z) \gamma_{12}(a_1+a_2-a_1g(z)-a_2z) + \\ + p_{1,0,0} \left(1 - \frac{a_2}{a_1+a_2} z\right) \gamma_{12}(a_1+a_2-a_1g(z)-a_2z) - \frac{a_2}{a_1+a_2} p_{2,0,0} \equiv 0 \quad /31/$$

azonosság. (/29/ és /31/-be  $z=1$ -et helyettesítve egyaránt a /18/ egyenlethez jutunk.)

Differenciáljuk most a /29/ és /31/ azonosságokat és helyettesítjük  $z=1$ -et. Jelöljük a  $P_1(0,z)$  és  $P_2(z,0)$  függvények  $n$ -edik differenciálhányadosait  $P_1^{(n)}(0,z)$  és  $P_2^{(n)}(z,0)$ -al, akkor /29/ és /31/-ből kifejezhetők  $P_1^{(1)}(0,1)$  és  $P_2^{(1)}(1,0)$  mint  $P_1(0,1)$ ,  $P_2(1,0)$ ,  $P_{1,0,0}$  és  $P_{2,0,0}$  lineáris kombinációi és ismert függvények jellemző adatai. A /29/ és /31/ második differenciálhányadosából pedig  $P_1^{(2)}(0,1)$  és  $P_2^{(2)}(1,0)$  fejezhető ki lineárisan  $P_1^{(1)}(0,1)$ ,  $P_2^{(1)}(1,0)$ -al, valamint a felsorolt mennyiségekkel, és így tovább  $P_1^{(n)}(0,1)$  és  $P_2^{(n)}(1,0)$  az alacsonyabb deriváltak és a felsorolt mennyiségek segítségével.  $P_1^{(n)}(0,1)$  és  $P_2^{(n)}(1,0)$  kiszámolásához alapul szolgáló /29/ és /31/-ből kapott egyenletrendszer determinánása:

$$\begin{vmatrix} f'(1)^n & -1 \\ -1 & g'(1)^n \end{vmatrix} = f'(1)^n g'(1)^n - 1 = \left[ \frac{1 - \alpha_1 \beta_{11}}{\alpha_2 \beta_{11}} \cdot \frac{1 - \alpha_2 \beta_{21}}{\alpha_2 \beta_{21}} \right]^n - 1 > 0$$

A /29/ és /31/-ből kapott  $P_1^{(n)}(0,1)$  és  $P_2^{(n)}(1,0)$  számok segítségével építsük fel a

$$\sum_{k=0}^{\infty} \frac{P_1^{(k)}(0,1)}{k!} (z-1)^k, \quad \sum_{k=0}^{\infty} \frac{P_2^{(k)}(1,0)}{k!} (z-1)^k \quad /32/$$

hatványsorokat ezek éppen a  $P_1(0, z)$  és a  $P_2(z, 0)$  függvények  $z=1$ -hez tartozó hatványsorai. Helyettesítsünk /32/-be  $z=0$ -t kapjuk:

$$P_1(0,0) = \rho_{1,0,0} = \sum_{k=0}^{\infty} (-1)^k \frac{P_1^{(k)}(0,1)}{k!} ; P_2(0,0) = \rho_{2,0,0} = \sum_{k=0}^{\infty} (-1)^k \frac{P_2^{(k)}(1,0)}{k!} \quad /33/$$

Mint hogy  $P_1^{(n)}(0,1)$  és  $P_2^{(n)}(1,0)$  a  $P_1^{(k)}(0,1)$ ,  $P_2^{(k)}(1,0)$ ,  $k=0,1,2,\dots,n-1$ ,  $\rho_{1,0,0}$  és  $\rho_{2,0,0}$  lineáris kifejezése, ezért /33/ jobboldalán  $\rho_{1,0,0}$  és  $\rho_{2,0,0}$  lineáris kifejezése állnak, és ezek /23/ miatt inhomogének. Így /33/ egyértelműen meghatározza a  $\rho_{1,0,0}$  és  $\rho_{2,0,0}$  valószínűségeket. A  $\rho_{1,0,0}$  és  $\rho_{2,0,0}$  ismeretében /18/, /19/, /20/ és /23/-ből megkaphatjuk  $P_1(0,1)$ ,  $P_1(1,0)$ ,  $P_2(1,0)$  és  $P_2(0,1)$  értékeit, majd /32/ hatványsorait  $n$ -szer differenciálva és  $z=0$ -at helyettesítve kapjuk a  $\rho_{1,0,n}$  és  $\rho_{2,n,0}$  valószínűségeket.

A  $\beta_1(a_1+a_2-a_1z_1-a_2z_2)$ ,  $\beta_2(a_1+a_2-a_1z_1-a_2z_2)$ ,  $\gamma_{21}(a_1+a_2-a_1z_1-a_2z_2)$  és  $\gamma_{12}(a_1+a_2-a_1z_1-a_2z_2)$  függvények analitikusak a /13/ tartományban és így ott előállíthatók hatványsorokkal. Helyettesítsük a /15/ egyenletbe  $z_2=0$ -t és legyen a  $\beta_1(a_1+a_2-a_1z_1)$ ;  $\beta_2(a_1+a_2-a_1z_1)$ ;  $\gamma_{21}(a_1+a_2-a_1z_1)$  függvények  $z_1=0$ -hoz tartozó  $z_1$  szerinti sorelőállításai



$$\beta_1(a_1+a_2-a_1z_1) = \sum_{k=0}^{\infty} b_{1,k} z_1^{k_1}$$

/34/

$$\beta_1(a_1+a_2-a_1z_1)\gamma_{2,1}(a_1+a_2-a_1z_1) = \sum_{k=0}^{\infty} d_{1,k} z_1^{k_1}$$

/34/-et /15/-be helyettesítve és /12/-t felhasználva

$z_2=0$  mellett a következő egyenletet kapjuk:

$$z_1 \sum_{i=0}^{\infty} p_{1,i,0} z_1^i = \left[ \sum_{i=0}^{\infty} p_{1,i,0} z_1^i - p_{1,0,0} \left(1 - \frac{a_1}{a_1+a_2} z_1\right) \right] \sum_{k=0}^{\infty} b_{1,k} z_1^k +$$

/35/

$$+ \left[ \sum_{i=0}^{\infty} p_{2,i,0} z_1^i - p_{2,0,0} \left(1 - \frac{a_1}{a_1+a_2} z_1\right) \right] \sum_{k=0}^{\infty} d_{1,k} z_1^k$$

/35/ bal és jobboldalán a  $z_1^k$  együtthatóit egyenlővé téve, a kapott egyenletek a következőképpen rendezhetők:

$$p_{1,k,0} b_{1,0} = p_{1,k-1,0} + p_{1,0,0} \left( b_{1,k} - \frac{a_1}{a_1+a_2} b_{1,k-1} \right) -$$

/36/

$$- \sum_{i=0}^{k-1} p_{1,i,0} b_{1,k-i} + p_{2,0,0} \left( d_{1,k} - \frac{a_1}{a_1+a_2} d_{1,k-1} \right) + \sum_{i=0}^k p_{2,i,0} d_{1,k-i}$$

Mint hogy a  $p_{2,k,0}$  valószínűségeket az előzőek alapján ismertnek tételezhetjük fel, a  $p_{1,k,0}$  valószínűségeket /36/-ből  $k=1,2,\dots$ -ra egymásutáni helyettesítésekkel nyerhetjük.

Hasonló megfontolásokkal a /16/-ből kiindulva a /36/-nak megfelelő

$$p_{2,0,k} b_{2,0} = p_{2,0,k-1} + p_{2,0,0} \left( b_{2,k} - \frac{a_2}{a_1+a_2} b_{2,k-1} \right) -$$

/37/

$$- \sum_{i=0}^{k-1} p_{2,0,i} b_{2,k-i} + p_{1,0,0} \left( d_{2,k} - \frac{a_2}{a_1+a_2} d_{2,k-1} \right) + \sum_{i=0}^k p_{1,0,i} d_{2,k-i}$$

egyenlethez juthatunk, ahol  $b_{2,k}$  és  $d_{2,k}$  a  $\beta_2(a_1+a_2-a_2z_2)$  és  $\beta_2(a_1+a_2-a_2z_2) \cdot \gamma_2(a_1+a_2-a_2z_2)$  függvények  $z_2$  szerinti sorfejtésben az együtthatók. /37/-ből a  $p_{2,0,k}$  valószínűségek nyerhetők szukcessziv helyettesítésekkel.

Vezessük be a következő jelöléseket, legyen

$$\begin{aligned} m_{1,i}^1 &= \sum_{k=0}^{\infty} p_{1,i,k} & m_{1,i}^2 &= \sum_{k=0}^{\infty} p_{1,k,i} \\ m_{2,i}^1 &= \sum_{k=0}^{\infty} p_{2,i,k} & m_{2,i}^2 &= \sum_{k=0}^{\infty} p_{2,k,i} \end{aligned} \quad /38/$$

Az eddigiek alapján ismerjük a

$$P_1(0,1) = m_{1,0}^1 ; P_1(1,0) = m_{1,0}^2 ; P_2(0,1) = m_{2,0}^1 ; P_2(1,0) = m_{2,0}^2 \quad /39/$$

mennyiségeket.

Helyettesítsünk /15/-be  $z_2=1$ -et és írjuk fel az egyenlőség mindkét oldalának  $z_1$  szerinti, majd  $z_1=1$ -et és írjuk fel a  $z_2$  szerinti hatványsorát. A kapott egyenlőségekből  $z_1^k$  ill.  $z_2^k$  hatványok együtthatóit összehasonlítva kapjuk:

$$\begin{aligned} m_{1,k}^1 b_{3,0} &= m_{1,k-1}^1 + m_{1,0}^1 b_{3,k} - \frac{a_1}{a_1+a_2} p_{1,0,0} b_{3,k-1} - \\ &- \sum_{i=0}^{k-1} m_{1,i}^1 b_{3,k-i} + p_{2,0,0} d_{3,k} - \frac{a_1}{a_1+a_2} p_{2,0,0} d_{3,k-1} - \sum_{i=0}^k p_{2,i,0} d_{3,k-i} \end{aligned} \quad /40/$$

$$m_{1,k}^2 (1 - b_{4,0}) = \frac{a_1}{a_1 + a_2} p_{1,0,0} b_{4,k} + \sum_{i=0}^{k-1} m_{1,i}^2 (b_{4,k-i} - 1) -$$

$$- p_{2,0,0} \frac{a_2}{a_1 + a_2} d_{4,k} - \sum_{i=0}^k p_{1,0,i} b_{4,k-i} \quad /41/$$

ahol  $b_{3,k}$ ,  $b_{4,k}$ ,  $d_{3,k}$  és  $d_{4,k}$  rendre a  $\beta_1(a_1 - a_1 z_1)$   
 $\beta_2(a_2 - a_2 z_2)$ ;  $\beta_1(a_1 - a_1 z_1) \gamma_{21}(a_1 - a_1 z_1)$  és a  
 $\beta_2(a_2 - a_2 z_2) \gamma_{12}(a_2 - a_2 z_2)$  függvények hatványsorában szereplő együtthatók. /Meggjegyezzük, hogy /41/  $k=0$ -ra a /19/ egyenletet adja./

/40/ és /41/-be rendre  $k=1, 2, \dots$  helyettesítésével a jobboldalon ismert mennyiségek szerepelnek, így kapjuk az  $m_{1,k}^1$ ,  $m_{1,k}^2$  értékeit.

Hasonló megfontolásokkal a /16/-ből kiindulva a /40/ és /41/-el analóg egyenleteket nyerhetünk, amelyekből  $m_{2,k}^1$ ,  $m_{2,k}^2$ ,  $k=1, 2, \dots$  számolhatók.

## VI. Az eredmények értelmezése

Meggjegyzések az egyenletek megoldásával kapcsolatban.

Az egyenletekben szereplő mennyiségek a vizsgált kiszolgáló rendszer egy-egy kiszolgálás utáni állapotának valószínűségeit adják. Így a  $p_{1,aki} p_{1,k,0}$ ;  $p_{2,0,k}$  ill.  $p_{2,k,0}$  jelenti annak valószínűségét, hogy a befejezett kiszol-

gálás A ill. B típusu egység kiszolgálása volt és utána az A ill. B típusu sorban éppen  $k$  egység, míg a másik sor üresen maradt. Ennek megfelelően  $\rho_{1,0,0}$  és  $\rho_{2,0,0}$  az A vagy B típusu egység kiszolgálása utáni üres rendszer valószínűsége. A /38/ definíció szerint  $m_{1,i}^1$  annak a valószínűségét jelenti, hogy egy A típusu egység kiszolgálásának befejezése után az A sorban  $i$  várakozó marad, függetlenül attól, hogy a B sorban milyen a sor állapota. Hasonlóan értelmezhetők az  $m_{1,i}^2$ ,  $m_{2,i}^1$  és az  $m_{2,i}^2$  mennyiségek. Ennek speciális eseteként kapjuk /39/-ben szereplő mennyiségek valószínűségi jelentését.

Azoknak az egyenleteknek a felírása, amelyek /29/ és /31/-ből kiindulva adódnak a  $P_1^{(n)}(0,1)$  és  $P_2^{(n)}(1,0)$  mennyiségek meghatározására, általános esetben nagyon bonyolultak, konkrét  $\beta_1, \beta_2, \gamma_{21}$  és  $\gamma_{12}$  esetén azonban könnyen keresztülvitelezhetők. Bizonyos esetben a /33/ jobboldalai is zár alakban felírhatók és akkor könnyen megoldhatók  $\rho_{1,0,0}$  és  $\rho_{2,0,0}$  -ra és /32/-ből is egyszerűen nyerhetők a  $\rho_{1,0,k}$  és  $\rho_{2,k,0}$  valószínűségek.

Ha viszont a /29/ és /31/-ből csak numerikusan számolhatók ki a  $P_1^{(n)}(0,1)$  és  $P_2^{(n)}(1,0)$  mennyiségek,

akkor /33/ jobboldalai is numerikus sort jelentenek. Ebben az esetben valamilyen  $\rho_{1,0,0}$  és  $\rho_{2,0,0}$  -ra becsült értékből kiindulva kiszámoljuk a /33/ jobboldalait és hasonlítjuk a baloldalakhoz, majd a kétoldali eltérések különbségének megfelelően korrigáljuk  $\rho_{1,0,0}$  és  $\rho_{2,0,0}$  -at mindaddig, míg a /33/-ban egyenlőséget nem kapunk. Ez elvégezhető a következőképpen: /33/ egyenletek jobboldalai a  $\rho_{1,0,0}$ ,  $\rho_{2,0,0}$  valószínűségek inhomogén lineáris függvényei, vagyis  $A\rho_{1,0,0} + B\rho_{2,0,0} + C$  ill.  $\alpha\rho_{1,0,0} + \beta\rho_{2,0,0} + \gamma$  alakúak.

Kiindulásul válasszuk  $\rho_{1,0,0}$  és  $\rho_{2,0,0}$  -at rendre az  $x_1, y_1$ ;  $x_2, y_2$  és  $x_3, y_3$  számpároknak. A /33/ jobboldalán kapott  $Ax_i + By_i + C$  és  $\alpha x_i + \beta y_i + \gamma$  ( $i=1,2,3$ ) értékből  $A$ ,  $B$ ,  $C$ ,  $\alpha$ ,  $\beta$  és  $\gamma$  kiszámolhatók, amiből aztán könnyen adódik a  $\rho_{1,0,0}$  és  $\rho_{2,0,0}$  megoldás.

Ha a megoldás folyamán felhasznált egyenletekben szereplő függvények analitikusan nem kezelhetők, akkor a numerikus megoldásuknál szereplő mennyiségek csak bizonyos pontosságig számolhatók és az értékek végtelen rendszerei és végtelen sorai helyett véges számú értékrendszerrel és véges összeggel dolgozhatunk. Ezeknek a számát is a kívánt pontosság szabja meg.

A számolás pontosságának ellenőrzésére felhasználjuk a

$$\sum_{i=0}^{\infty} m_{1,i}^1 = \sum_{i=0}^{\infty} m_{1,i}^2 = \frac{a_1}{a_1 + a_2} \quad ; \quad \sum_{i=0}^{\infty} m_{2,i}^1 = \sum_{i=0}^{\infty} m_{2,i}^2 = \frac{a_2}{a_1 + a_2}$$

egyenleteket.

Irodalom:

- [1] P.Gaver: Competitive queueing: idleness probabilities under Priority disciplines, J.R. statist. Soc B, 25, No.2. 489-499, 1963.
- [2] G.P. Klimov: Sztochaszticeszkie szisztemü obszluzsiványija, Moszkva, Izdatyelsztvo, Nauka, 1966.

S u m m a r y

Two kinds of Poisson flows arrive to a device of service. The device must switch over when beginning with the service of the second type after having served the first type. Times of switching over and service are independent and may be arbitrarily distributed. The paper proves the ergodicity of the Markov chain characteristic of the system, gives an equation for the generator function of the state probabilities and solves them in a special case. It raises also the question of the optimalization of the rule of switching over.