

待ち行列理論による機械系選定情報の作成

京都大学工学部 正員 吉川和広
 京都大学工学部 正員 山本幸司
 京都大学大学院 学生員 長尾正平

1. はじめに 土木施工分野においては、土工機械系の稼働状況のように、投入資源量が有限であり、かつそれらがサイクリックな作業工程を呈するため、サイクルキーのシステムとしてモデル化できる現象が多い。本研究は、土工機械系選定情報の作成を目的として2段のサイクルキー（特にアーランサービス）の解析を試みるものである。

2. サイクルキー モデルのパターン サービス方法を指數サービスとアーランサービスに限定すれば、2段のサイクルキー モデルは表-1に示す2つのパターンに分類できる。このうち、指數サービスに関しては、パターン8について Koenigsberg が機械干渉問題として解析しており¹⁾、また米谷・河上は個々のサービス能力が異なる場合を解析している²⁾。つぎにアーランサービスに関しては、その位相が問題となるため、従来、研究が少なく、竹内はS《Kをという特殊なモデルに対して Koenigsberg の方法を準用し解析を試みている³⁾。本研究はパターン1から8までを包括するパターン9に属する解析を行なう。

3. $(E_{k_1/S_1} + E_{k_2/S_2})$ モデルの定式化及び解析 パターン9の各状態を記述するためには、単に各ステージの窓口占有数だけではなく、それらが占有している位相をも明確に記述しなければならない。そのため、状態確率としては $P(n_1, n_2; a_1^1, \dots, a_1^k, a_2^1, \dots, a_2^j; t)$ という形を考える必要がある。ここで、 n_1, n_2 ：時刻 t におけるステージ1にいる客数、 n_2 ：同じくステージ2にいる客数、 a_1^i ：時刻 t におけるステージ1の位相 i を占有している客数、 a_2^j ：同じくステージ2の位相 j を占有している客数を示す。また、

$$n_1 + n_2 = N, \sum_{i=1}^k a_1^i \leq S_1, \sum_{j=1}^l a_2^j \leq S_2 \quad \dots \quad (1)$$

である。さて、状態確率 P の定義から明らかのように $(E_{k_1/S_1} + E_{k_2/S_2})$ モデルでは k_1, k_2, N の大きさによって状態確率変数 P の数が指数的にふえるため、ここでは $k_1 = 2, k_2 = 2, S_1 = 3, S_2 = 2, N = 3$ という簡単な例によつてその解析方法を考えっていくことにする。

いま、客がステージ1に n_1 、ステージ2に n_2 いる状態を (n_1, n_2) で表わせば、 $(0, 3)$ の時、

$$P(0, 3; 0, 0; 2, 0; t) = P(0, 3; 0, 0; 2, 0; t)(1 - 2\mu_1\mu_2\Delta t) + P(1, 2; 0, 1; 2, 0; t)\mu_1\mu_2\Delta t(1 - 2\mu_1\mu_2\Delta t) \quad \dots \quad (2)$$

ここで、 $\rho = \mu_1\mu_2/\mu_1\mu_2$ とおくと定常状態では、

$$-2P(0, 3; 0, 0; 2, 0) + \rho P(1, 2; 0, 1; 2, 0) = 0 \quad \dots \quad (3)$$

さらには、 $a_1^2 = 1$ および $a_1^2 = 0$ の場合についても

$$-2P(0, 3; 0, 0; 1, 1) + 2P(0, 3; 0, 0; 2, 0) + \rho P(1, 2; 0, 1; 1, 1) = 0 \quad (4)$$

$$-2P(0, 3; 0, 0; 0, 2) + P(0, 3; 0, 0; 1, 1) + \rho P(1, 2; 0, 1; 0, 2) = 0 \quad (5)$$

という4個の状態方程式が得られ、以下同様に、 $(1, 2)$ の時は6個、 $(2, 1)$ では6個、 $(3, 0)$ では4個、合計19個の状態方程式が得られる。しかしこれらの中うち任意の1式は他の式によつて表わされるため独立方程式は16個であるが、い

$$P(n_1, n_2; t) = \sum_{a_1^i, a_2^j} P(n_1, n_2; a_1^1, \dots, a_1^k, a_2^1, \dots, a_2^j; t) \quad \dots \quad (6)$$

表-1 2段のサイクルキーのパターン

パターンの番号	内容		ステージ1 サービス方法 窓口数	ステージ2 サービス方法 窓口数
	サービス方法	窓口数		
1	M_1	1	M_2	1
2	M_1	1	E_{k_2}	1
3	E_{k_1}	1	E_{k_2}	1
4	M_1	S_1	M_2	1
5	M_1	S_1	E_{k_2}	1
6	E_{k_1}	S_1	M_2	1
7	E_{k_1}	S_1	E_{k_2}	1
8	M_1	S_1	M_2	S_2
9	E_{k_1}	S_1	E_{k_2}	S_2

とおけば、状態確率の性質より、 $\sum_{n_1, n_2} P(n_1, n_2; t) = 1$ --- (7)
が成立するため独立な方程式の数は19個となる。一方、各状態確率変数を未知数と考えればやはり19個であるため、連立一次方程式としての解析が可能となる。Sweep-out法による計算結果を、 $(M_1/S_1 + M_2/S_2)$ モデルの結果と比較して示したのが表-2である。

4. サイクルキューの平均待ち時間 サイクルキュー モデルに対する平均待ち行列長 L_g については、

$$\text{ステージ1の平均待ち行列長 } L_g' = \sum_{n_1=1}^{N-1} n_1 P(n_1, n_2) \quad \text{--- (8)}$$

のよう簡便に算定できる。しかし、平均待ち時間 W_g については、一般的な $W_g = L_g / \lambda$ 式を適用しようとしても平均到着率入力を直接算定することに困難である。そこで、以下ではサイクルキュー モデルの平均待ち時間の算定方法を検討する。いま、 $(M_1/S_1 + M_2/S_2)$ モデルにおいてステージ1に n_1 の客がいるとき、それぞれの客は平均 $1/\mu_1$ 位相 n_1 のアーランサービスを受けていると考えられる。ここで、 $P^*(n_1)$ によってステージ1に 1 つの客が到着する直前行列中(サービス中を含む)に n_1 の客がいるという確率を示すことにすれば、待ち時間の分布関数 $w(x)$ および平均待ち時間 W_g は次のようく表わされる。

$$w(x) = \sum_{n_1=0}^{N-1} P^*(n_1) \int_0^x \frac{\mu_1^n t^{n_1-1}}{(n_1-1)!} e^{-\mu_1 t} dt \quad \text{--- (9)}$$

$$W_g = \int_0^\infty x d w(x) = \sum_{n_1=0}^{N-1} \int_0^\infty P^*(n_1) \frac{(\mu_1 x)^n}{(n_1-1)!} e^{-\mu_1 x} dx = \sum_{n_1=0}^{N-1} P^*(n_1) \int_0^\infty \frac{(\mu_1 x)^n}{(n_1-1)!} e^{-\mu_1 x} dx \\ = \sum_{n_1=0}^{N-1} P^*(n_1) \frac{1}{\mu_1} \frac{1}{(n_1-1)!} \int_0^\infty y^n e^{-y} dy = \sum_{n_1=0}^{N-1} P^*(n_1) \frac{1}{\mu_1} \frac{1}{(n_1-1)!} \Gamma(n_1+1) = \sum_{n_1=0}^{N-1} P^*(n_1) \frac{n_1}{\mu_1} \quad \text{--- (10)}$$

22、 $(N, 0)$ という状態では明らかに $P^*(N) = 0$ であるが、一般に K は $P(N, 0) \neq 0$ であるため $P^*(n_1) \neq P(n_1, n_2)$ となる。そこで以下では、まず $P^*(n_1)$ と $P(n_1, n_2)$ との関係を求めることにする。いま定常状態の任意の時刻 t におけるステージ1の客数を $Q(t)$ 、 Δt 後のそれを $Q(t+\Delta t)$ とすれば、時刻 t に n_1 、 Δt 後に n_1+1 という確率は式(11)あるいは式(12)で表わされる。

$$P\{Q(t)=n_1, Q(t+\Delta t)=n_1+1\} = P\{Q(t)=n_1\} P\{Q(t+\Delta t)=n_1+1 | Q(t)=n_1\} = P(n_1, n_2) M_2 \Delta t, \quad \text{--- (11)}$$

$$P\{Q(t)=n_1, Q(t+\Delta t)=n_1+1\} = P\{Q(t+\Delta t)=Q(t)+1\} P\{Q(t)=n_1 | Q(t+\Delta t)=Q(t)+1\} \\ = \sum_{j=0}^{N-1} [P\{Q(t+\Delta t)=j+1 | Q(t)=j\} \cdot P\{Q(t)=j\}] \cdot P^*(n_1) = P^*(n_1) \sum_{j=0}^{N-1} P(j, N-j) \mu_2 \Delta t \quad \text{--- (12)}$$

ここで、式(11)、式(12)が等しいことから、 $P^*(n_1) = P(n_1, n_2) / \sum_{j=0}^{N-1} P(j, N-j)$ --- (13)
が得られ、これと式(10)へ代入すれば、 $W_g = (1/\mu_1) \{ (L_g - N P(N, 0)) / (1 - P(N, 0)) \}$ --- (14)
となる。したがって $P(N, 0)$ の値が極めて小さければ、式(14)は $W_g = L_g / \mu_1$ 式で近似できる。

5. おわりに 本研究は機械系整定期報の作成を前提として、 $(E_{R_1/S_1} + E_{R_2/S_2})$ モデルの解析を試みたものであり、1つ解析方法を示すことができた。今後の課題としては、①位相長や窓口数 S 、投入資源量 N がさらに増大しても、電算機の容量制限から計算可能か、② $(M_1/S_1 + M_2/S_2)$ モデルに対しては平均待ち時間を算定することができるが、 $(E_{R_1/S_1} + E_{R_2/S_2})$ モデルではどうなるか、などが考えられるため、現実の機械化土工への適用を考えていらる。

1) Koenigsberg, E.: Finite Queues and Cyclic Queues, Operations Research, Vol. 8, pp. 246~253, 1960

2) 斎谷栄二・河上省吾: しゅんせつ工事計画に関する考察, 土木学会論文報告集, 第125号, pp. 1~11, 1966

3) 竹内義雄: サイクルキュー モデルによるしゅんせつ工事計画に関する研究, 土木学会論文報告集, 第140号, pp. 13~20, 1967

表-2 簡単モデルによる計算例

$(\mu_1=0.055, R_1=2, S_1=3, N=3)$
 $(\mu_2=0.500, R_2=2, S_2=2)$

状態確率	$E_{R_1/S_1} + E_{R_2/S_2}$	$M_1/S_1 + M_2/S_2$
$P(0, 3)$	0.064940	0.077069
$P(1, 2)$	0.269472	0.256898
$P(2, 1)$	0.431825	0.428163
$P(3, 0)$	0.233763	0.237868