

アーランサービスサイクルキューモデルの解析に関する一考察

京都大学工学部 正員 吉川 和広
京都大学工学部 〇正員 山本 幸司

1. はじめに 従来サイクルキューモデルの数値解法としては、①サービスが完全に過去に關係のないランダムな状態で行なわれると考えることができ、輻輳の程度の上限を評価することになること、②状態記述が比較的簡単であり数値解析も容易となること、などの理由により指数サービスを仮定した研究が多かった。しかし実際現象においてはサービス時間は指数分布よりもむしろアーラン分布に従うものがほとんどである。そこで筆者らは図-1に示す2段サイクルキューをアーランサービスサイクルキューと考え、連立一次方程式系として定式化するとともにスニープアウト法による解析を試みた。かなめち指数サービスサイクルキューでは $P(n_1, n_2 | t)$ によって生起状態が記述できるのに対し、アーランサービスサイクルキューの場合には、

$$P(a_1^1, a_2^1, \dots, a_{k_1}^1; a_1^2, a_2^2, \dots, a_{k_2}^2; m_1, m_2 | t)$$

という複雑な形を必要とした。ここに、

$$\left. \begin{aligned} \sum_{j=1}^{k_1} a_j^1 &= \begin{cases} S_1 & (m_1 \geq S_1) \\ m_1 & (m_1 < S_1) \end{cases}, \quad \sum_{j=1}^{k_2} a_j^2 = \begin{cases} S_2 & (m_2 \geq S_2) \\ m_2 & (m_2 < S_2) \end{cases} \\ P(m_1, m_2 | t) &= \sum_{\{a_j^1, a_j^2\}} P(a_1^1, \dots, a_{k_1}^1; a_1^2, \dots, a_{k_2}^2; m_1, m_2 | t) \\ \sum_{n_1=0}^N \sum_{n_2=0}^N P(n_1, n_2 | t) &= 1, \quad m_1 + m_2 = N \end{aligned} \right\} \quad (1)$$

である。このため指数サービスの場合は状態確率変数の数が $N+1$ 個であるのに対し、アーランサービスの場合には、

$$M = \sum_{x=0}^N x + k_1 - 1 C_{x-N-x+k_1-1} C_{N-x} \quad (2)$$

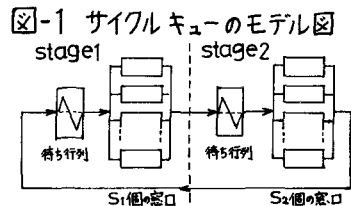
となり、 k_1, k_2, S_1, S_2 の各値が大きくなるにつれ M の値は指数的に増大してしまう。このように状態確率変数が多くなれば連立一次方程式の係数行列もキングサイズとなるため、大型電子計算機を利用するにしてもスニープアウト法を大きなモデルに適用することが困

難になる。そこで本研究はアーランサービスサイクルキューの係数行列が、「対角要素が NON ZERO で、非対称かつ非常に疎であるが帯行列の性質を持たないキングサイズの行列」という性質を持つことに注目し、係数行列がこのような性質を持つ連立一次方程式の解法として有効な CG 法の適用を考えていくことにした。

2. モデルの解法 アーランサービスサイクルキューモデルの状態方程式は、定常状態を考えれば次のような連立一次方程式系として表わることができる。

$$\left. \begin{aligned} AX &= b \\ \text{ここに } A &= \begin{pmatrix} \text{対角要素が NON ZERO かつ疎な行列} \\ \vdots \\ 1, 1, \dots, 1 \end{pmatrix} \begin{matrix} M-1 \\ \\ M \end{matrix} \\ X &= (x_1, x_2, \dots, x_M)^T \\ b &= (0, 0, \dots, 1)^T \end{aligned} \right\} \quad (3)$$

いまこの連立一次方程式を次のように変形すれば、 $\{0x\}$ を最小とする $1x$ を求める極値問題に帰着できる。



本研究で用いた記号

- S_i : 第 i ステージの窓口数
- k_i : 第 i ステージのアーランサービスの位相
- O_j : 第 i ステージの S_i 個の窓口のうち仮想窓口 j でサービス中の客数
- m_i : 任意の時刻 t において第 i ステージにいる客数
- N : システム全体にいる客数
- A : 各状態確率変数を未知数とする状態方程式の係数行列の任意の1行を単位ベクトルで置きかえた行列
- M : 状態確率変数の数、また行列 A のランク数
- H_i : 第 i ステージでサービス中の土曜船の平均隻数
- L_{k_i} : 第 i ステージでの土曜船の平均待ち行列長

$$\left. \begin{aligned} r &= b - Ax, \quad r: \text{残差ベクトル} \\ f(x) &= (r, r) = \sum_{i=1}^m r_i^2 \end{aligned} \right\} \quad (4)$$

ここで $f(x)$ は常に非負であり、 $r = 0$ となれば正解が得られたときには $f(x) = 0$ が成立する。CG法は本来このような極値問題の解法の1つであり、変数 x を1つずつ動かさずに $f(x)$ の最急勾配方向をたどり、特に最急勾配方向から前回修正した方向の成分を除いたものを修正方向にとりながら解を改善していく方法である。いま第 k ステップめの近似解 x_k が求められると、第 $k+1$ ステップめの近似解は次式によって求めることができる。

$$x_{k+1} = x_k + \alpha_k p_k \quad (5)$$

ここに、 p_k は前回修正した方向の成分を除いた最急勾配方向であり、 α_k は p_k 方向に修正すべき大きさを示す。

3. モデルの適用事例 CG法によるアーランサービスサイクルキューモデルの解析が実際の待ち現象の解析法として有効かどうか、亦なわち同一現象を指数サービスサイクルキューモデルとして解析した結果と比較して十分に意義があるかを検討するため、次のようなシミュレーションへ適用することにした。

土運船隻数 $N=4$ ，しゅんせつ船隻数 $S_1=1$ ，押船隻数 $S_2=3$ ，しゅんせつ船サービス時間 平均 $1/\mu_1=51.7$ 分，相 $\rho_1=11$ ，押船サービス時間 平均 $1/\mu_2=228.0$ ，相 $\rho_2=110$ 。

表-2 各CASEの計算結果

	$M_1 + M_2$	$E_1 + E_2$	$E_1 + E_2$	$E_1 + E_2$	$E_1 + E_2$	$E_1 + E_2$	$E_1 + E_2$	$E_1 + E_2$
P(0,4)	0.417	0.388	0.386	0.385	0.381	0.379	0.371	0.368
P(1,3)	0.283	0.370	0.376	0.380	0.392	0.399	0.427	0.440
P(2,2)	0.193	0.188	0.188	0.188	0.185	0.184	0.177	0.173
P(3,1)	0.087	0.050	0.046	0.044	0.039	0.036	0.025	0.019
P(4,0)	0.020	0.005	0.004	0.003	0.003	0.002	0.001	0.000
Lq ₁	0.427	0.302	0.292	0.286	0.272	0.261	0.228	0.212
Lq ₂	0.417	0.388	0.386	0.385	0.381	0.379	0.371	0.368
H ₁	0.583	0.612	0.614	0.615	0.619	0.621	0.629	0.632
H ₂	2.572	2.698	2.708	2.714	2.728	2.739	2.772	2.778

しかしこれらの値によって定式化しようとするには、状態確率変数の数 M が式(2)より 2,117,061個となるため、ここでは表-1に示す8つのCASEについて計算した。計算結果の一部を示したのが表-2，図-2である。これより以下のことがいえる。

- ① 各値とも指数サービス ($\rho_1 = \rho_2 = 1$) とアーランサービスとの差は明確に出ている。
- ② H_1 および H_2 は ρ_1, ρ_2 の値が大きくなるにつれて増加していき、 Lq_1, Lq_2 は逆に減少し、各値とも ρ_i が一定の場合には ρ_2 が大きくなってもほとんどある値に収束する。

4. おわりに 3.の結果より、アーランサービスサイクルキューとしての解析が有効であると考えられ、また位相が大きくなっても H_i や Lq_i はある値に収束することが予想された。

表-1 各CASEの状態確率変数 M

$k_2 \backslash k_1$	1	3	4	5	10
1	5	30	55	91	506
2	9	50	90	147	792
3	13	70	125	203	1078
5	21	110	195	315	1650

注 下線は事例に用いたCASEを示す

図-2 位相 ρ_1, ρ_2 と評価値との関係

