

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

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 サービスが完全に置丟に關係のないランダムな状態を想定することにより、輻輳の程度の上限を評価することができること、

- ② 状態記述が比較的簡単となり、その結果、数値解析が容易となること、

などの理由により指數サービスを仮定した研究が多くなった。しかし、実際現象におけるサービス時間は指數分布よりもむしろアーラン分布で近似できるのがほとんどである。そこで筆者らは図-1 に示す 2段の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、その定期状態を連立一次方程式系として定式化するとともに、まずスイープアウト法による解析を試みた。この場合、指數サービスサイクルキューではその生起状態が、

$P(n_1, n_2 | t)$ という簡単な形によつて記述できることに対し、アーランサービスサイクルキューの場合には、

$$P(a_1^1, a_1^2, \dots, a_1^k; a_2^1, a_2^2, \dots, a_2^l; n_1, n_2 | t)$$

という複雑な形を必要とする。ここに、

$$\begin{aligned} \sum_{j=1}^{k_1} a_j^1 &= \begin{cases} S_1 (n_1 \geq \delta_1) \\ n_1 (n_1 < \delta_1) \end{cases}, \quad \sum_{j=1}^{l_2} a_j^2 = \begin{cases} S_2 (n_2 \geq \delta_2) \\ n_2 (n_2 < \delta_2) \end{cases} \\ P(n_1, n_2 | t) &= \sum_{\{a_j^1, a_j^2\}} P(a_1^1, \dots, a_1^k; a_2^1, \dots, a_2^l; n_1, n_2 | t) \end{aligned} \quad (4)$$

$$\sum_{n_1=0}^N P(n_1, n_2 | t) = 1, \quad n_1 + n_2 = N$$

である。このため、指數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、アーランサービスでは、

$$\begin{aligned} M &= \sum_{x=0}^N x + k_1 - 1 C_x \times \sum_{N-x+k_1-1} C_{N-x} \\ \text{ここで, } X &= \begin{cases} S_1 (n_1 > \delta_1) \\ n_1 (n_1 \leq \delta_1) \end{cases}, \quad N-X = \begin{cases} S_2 (n_2 > \delta_2) \\ n_2 (n_2 \leq \delta_2) \end{cases} \end{aligned} \quad (2)$$

となり、 $\delta_1, \delta_2, S_1, S_2$ 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、連立一次方程式の俌数行列もキングサイズになり、大型電子計算機を利用してスイープアウト法によつて解析するには困難である。

そこでアーランサービスサイクルキューの俌数行列に注目すると、「対角要素が NON ZERO で、非対称かつ非

常に疎であるが、帶行列の性質を持たないキング「サイドの行列」という性質を持つことが明らかとなる。俌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は、反復法の一種の CG 法が有効である。

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、定期状態を考えれば次のように連立一次方程式系として表わすことができる。

$$AX = b$$

ここで、

$$A = \left(\begin{array}{cccccc} \text{対角要素が} & & & & & \\ \text{NON ZERO} & & & & & \\ \text{を有する行列} & & & & & \\ \hline 1, 1, \dots, 1 & & & & & \end{array} \right)^{M \times M-1} \quad X = (X_1, \dots, X_M)^T \quad b = (0, \dots, 0, 1)^T \quad (3)$$

いまこの連立一次方程式を次のように変形すれば、 $f(X)$ を最小とするような X を求める極値問題に帰着することができる。

$$\begin{aligned} Y &= b - AX, \quad Y: \text{残差ベクトル} \\ f(X) &= (Y, Y) = \sum_{i=1}^M r_i^2 \end{aligned} \quad (4)$$

上式から明らかのように $f(X)$ は常に非負である。正解が得られたときには $Y = 0$ が成立し、このときは明らかに、

$$f(X) = 0 \quad \text{図-1 サイクルキューのモデル図}$$

となる。実際の計算においては $f(X)$ の値が許容誤差以下にならぬ。図-1 は第 1 ステージと第 2 ステージの構成を示す。各ステージは、
 stage 1:
 stage 2:

本論文で使用した記号

- S_i : 第*i*ステージの窓口数 R_i : 第*i*ステージのアーランサービスの位相
- a_{ij}^k : 第*i*ステージの S_i 個の窓口のうち j 番目の窓口でサービス中の客数
- n_i : 任意の時刻 t における第*i*ステージにいる客数
- N : サイクルキュー システム全体にいる客数 (入力源の個数)
- A : 各状態確率変数を未知数とする状態方程式の俌数行列の位相の 1 行を単位ベクトルで置きかえた行
- M : 状態確率変数の数、また行列 A のランク
- H_i : 第*i*ステージでサービス中の土運船の平均変数
- L_{Ri} : 第*i*ステージでの土運船の平均待ち行列長

れば近似解が得られたとして反復計算を打切ればよい。

CG法は本来このような極値問題の解決の一つであり、変数を1つずつ動かさずに $\phi(\mathbf{x})$ 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今回の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、この方法によつて、 \mathbf{P}_k : 前回修正した方向の成分を除いた最急勾配方向、および、 $d\mathbf{P}_k$: \mathbf{P}_k 方向に修正すべき大きさ、 $\mathbf{L}\mathbf{q}_{k+1}$ は前回の近似解 $\mathbf{L}\mathbf{q}_k$ を用いて、

$$\mathbf{L}\mathbf{q}_{k+1} = \mathbf{L}\mathbf{q}_k + d\mathbf{P}_k \mathbf{P}_k \quad (5)$$

によって求めることができる。

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循環待ち合わせ現象の解析法として有効なものであるかどうか、す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、次のようなしゅんせつ工事への適用を考えた。

{ 入力源の個数(土運船の隻数) $N=4$, 第Iステージの窓口数(しゅんせつ船の隻数) $k_1=1$, 同サービス時間の平均 $1/\mu_1=51.7$ 分, 同位相 $\lambda_1=11$, 第IIステージの窓口数(押船の隻数) $k_2=3$, 同サービス時間の平均 $1/\mu_2=228.0$ 分, 同位相 $\lambda_2=110$

しかし、これらの値によつて定式化しようとすれば、式(2)より状態確率変数の数 M が $2,117,061$ 個となりCG法を適用するにしても計算が困難である。そこで、ここではまず表-1に示すように、位相 λ_1, λ_2 を小さくした低次のアーランサービスの CASE について計算することとした。なお、計算に用ひたは式(4)中の $f(\mathbf{x})$ の許容誤差を 1.0×10^{-15} とした。評価値として H_1, H_2 ,

表-2 各CASEの計算結果

	$M_{1/3}$	$E_{1/3}$	$E_{2/3}$	$E_{2/3}$	$E_{3/3}$	$E_{3/3}$	$E_{4/3}$	$E_{4/3}$	$E_{5/3}$	$E_{5/3}$
$P(0,4)$	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		

Lq_1, Lq_2 をとり、計算結果を示したのが表-2、図-2である。これらより以下のことがわかる。

- ① 各評価値とも指數サービス(図-2では印で示す)とアーランサービスとの差が明確に出ている。
- ② H_1 および H_2 は k_1, k_2 の値が大きくなるにつれて増加していくが、 Lq_1, Lq_2 は減少する。また、各評価値は位相が大きくなるにつれてほぼある値に収束しつつあることが認められる。

4. おわりに

適用事例の計算結果より、アーランサービスサイクルキューリとしの解析が有効であることが明らかとなった。また位相が大きくなつても H_1, Lq_1 がある値に収束していくことが予想された。このことは、適用事例のような高次のアーランサービスサイクルキューリより低次なアーランサービスサイクルキューリによる近似的に解析可能となることを意味する。

今後は、これを実証すべく高次のアーランサービスあるいは一定サービスの場合についての解析を試みる。また、本方法は3段以上のサイクルキューリに対しても適用することが可能であり、実際現象への適用を考えていこう。これらについては講演時に発表する。

表-1 各CASEの状態確率変数

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 λ_1, λ_2 と評価値との関係

