

Limited Processor Sharing Queueについて

山崎源治(工学院大), 逆瀬川浩孝(筑波大)

1.はじめに

待つ行列理論において、ジョブの到着過程、サービス時間の分布が一般の場合の複数サーバシステムは、解析が非常に困難な問題として残されてきている。單一サーバの場合と比べて、その困難性の主な理由はシステム内のジョブ数がサーバ数より少ないとき、いわゆる「空き」のサーバが存在することにある。解析上の詳細な話は別として、システムの能力の面からこれを特徴づけると次のようになる。單一サーバシステムはジョブが1つ以上存在するときは、常にその能力をフルに使う。一方、複数サーバシステムでは、システム内にサーバ数以上のジョブが存在しているときのみその能力をフルに發揮するが、ジョブ数がサーバ数未満のときは、その一部のみを使う。このことから、ジョブの到着過程、サービス時間分布が同一である2つのシステム、一つは單一サーバシステム、他方は2-サーバシステム(個々のサーバによるサービスレイットは、單一サーバシステムのサーバのそれの1/2)を比較したとき、利用率は一致するが、“待ち”からみたとき(ジョブの到着時間ではなく、系内滞留時間など)、單一サーバシステムの方が有効となることが期待できる。

これは、任意の複数サーバシステムについて、Stidham [3]によ、2サービス時間がアーラン分布に従う場合(サービス時間の変動係数が1以下)に証明されている。この結果は、一見より一般的なサービス時間分布のもとでも成立しそうであるが、サービス時間の変動係数が1以上のときには反例¹が提出されていて(Brunelle [1])、その成立範囲は未だに明るかではない。

このサービス時間のバラツキが比較的小さい場合の单一サーバの有効性は、上述のように、システムに1つでもジョブが存在するときその能力をフルに発揮でもることに起因しているが、複数サーバシステムにおいて、“ジョブが1つでも存在するとモ、空きのサーバはない”という規律のもとでジョブの処理を行う場合、果してその有効性が保たれるか、否か、という問題が当然生じてくる。より具体的に述べると、单一サーバシステムと、例えば2-サーバシステムを上述の条件のもとで比較する際、その2-サーバシステムが次のように作動するとき、单一サーバの有効性が保たれるか否か、の問題である。システムが空の状態でジョブが到着したときは2人のサーバでそのジョブを処理し(その際のサービスレイットは1人のもののそれの2倍)，その処理中に新たに他のジョブが到着したなら、1人のサーバは直ちに新しく到着したジョブの処理を開始する。2つのジョブを処理中のとき新しいジョブが到着したなら、それをのジョブは順に待つ(FIFO)。もちろん、新しいジョブの到着以前に、2つのジョブのどちらかのサービスが完了したなら、直ちに他のジョブの処理が、2人のサーバにより行われる。

ここで、1つのジョブを2人のサーバで処理するとき、そのサービスレイットが1人のサーバのときの2倍であるという条件はかなり理想的で現実的ではないかも知れないが、いわゆる“空いたサーバは、他へ手伝いに行く”というシステムは、実際にも数多く見受けられる。2-サーバ以上のシステムが同様の規律の

もじごサービスを行う場合と単一サーバシステムの比較の問題は、計算機のCPUの多重度の面からみても、次のようにより自然に解釈できる。1つのCPUじご、ジョブを1つずつ先着順に処理する場合が単一サーバシステムに相当し、あるジョブ数まじごは先着順にタイムシェアにより処理し、それをこえた場合は待ちが生じる場合が複数サーバシステムに相当するため、多重度を増すことが、“待ち”的面からみて有効であるか、否か？

上述の問題につけて、1つの答えを与えることが本論の目的である。そのため、§2では、上述の規律の一般的な定式化、§3, 4では理論的考察、§5では数値的アプローチ、§6では得られた結果の直観的な解釈を与える。

2. モデル

本稿では、外部から到着したジョブに対して次のようにサービスする待ち行列システムを扱う。

システム内のスペースを適当に分割して前から順に positions 1, 2, 3, … と番号をつける。各 position には一度に1ジョブのみが入れることができる。システム内に n ジョブが存在するとき、(i) 到着したジョブは、position $n+1$ へ入る、(ii) position j ($j=1, 2, \dots, n$) のジョブのサービスが完了したなら、positions $j+1, j+2, \dots, n$ のジョブは順に positions $j+1, j+2, \dots, n-1$ へ移る、(iii) システムには1人だけサーバがあり、position j にその能力を、

$$n \leq m \quad (m \text{ は整数}) \text{ のとき, } d_j \geq 0 \quad \sum_{j=1}^n d_j = 1 \quad \text{ふりむけ,}$$

$$n > m \text{ のとき, } d_j \geq 0 \quad (j=1, 2, \dots, m) \quad \sum_{j=1}^m d_j = 1, \quad d_j = 0 \quad (j=m+1, m+2, \dots, n)$$

ふりむける（下では、 d_j は時刻に依存してもよいか、簡単化のためこれをしない）。

一見、(iii)の規律は抽象的であるが、 m を適当に設定すると、次のような通常の待ち行列システムとなる。

例・1 $m=1$ のときは、FCFS の単一サーバシステム。

例・2 $n \leq m$ のときは、 $d_j = 1/m$ ($j=1, 2, \dots, n$)、 $n > m$ のときは、 $d_j = 1/m$ ($j=1, 2, \dots, m$)； $d_j = 0$ ($j=m+1, \dots, n$) とすると、FCFS の多重度 m のタイム・シェア処理のCPUとなり、特に $m=2$ のときは§1で述べた“手が空いたら手伝いに行く”2-サーバシステムとなる。

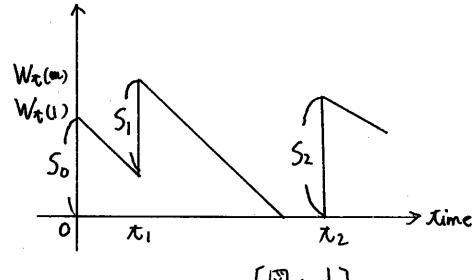
もちろん、例・2の d_j を適当に設定することにより、 $m \geq 3$ の場合の、手が空いたら手伝いに行く、という待ち行列システムに対応させることができます。

3. Work Load Process

ジョブのシステムへの相続く到着時点を τ_0 ($=0$)、 τ_1, τ_2, \dots 、これらのジョブのサービス時間は順に S_0, S_1, S_2, \dots としよう。また前節で述べたシステムで、 $m=1$ の場合をトシステムと呼ぶ、その時刻 t における残りサービス時間の“総和”

(work load) を, $W_{\pi}(1)$ で表わす。一方, $m(\geq 2)$ の場合を, m -システムと呼び, その work load を $W_{\pi}(m)$ で表わす。このとき, $W_{\pi}(1)$ は, 単一サーバシステムにおける virtual waiting time process と一致することは明らかである。ここで, $\pi_0, \pi_1, \pi_2, \dots; S_0, S_1, S_2, \dots$ のある一連の実現値に対して, 初期条件 $W_{\pi-1}(1) = W_{\pi-1}(m) = 0$ のもとで $W_{\pi}(1), W_{\pi}(m)$ を図示すると, $W_{\pi}(m)$ は前節の想得のとおりは $\pi_0, \pi_1, \pi_2, \dots$ で S_0, S_1, S_2, \dots ジャンボし, 運続的に 45° のスローフォード減るため, 全く一致する (図・1)。このことと, 1-システム, m -システムとの時刻点における系内ジョブ数を $L_{\pi}(1), L_{\pi}(m)$ としたとき, $L_{\pi}(1) = 0$ は $W_{\pi}(1) = 0$ に相当し, $L_{\pi}(m) = 0$ は $W_{\pi}(m) = 0$ に相当することから, 次の結果を得ることができる。

定理1 $W_{\pi-1}(1) = W_{\pi-1}(m)$ のとき,



[図・1]

$$W_{\pi-1}(1) \equiv W_{\pi-1}(m), \text{Prob}(L_{\pi}(1) = 0) = \text{Prob}(L_{\pi}(m) = 0),$$

ここで, \equiv は分布の一一致を意味する。

ちなみに, 平均到着間隔を λ , 平均サービス時間を μ で表わしたとき, もし $\rho \equiv \lambda/\mu < 1$ で $\lim_{n \rightarrow \infty} \text{Prob}(L_{\pi}(1) = 0)$ が存在するならば,

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \text{Prob}(L_{\pi}(m) = 0) = 1 - \rho$$

となる。本節では, 到着間隔, サービス時間に何んら条件をつけていなることを付記する。

4. ランダムサービス

本節では, ジョブのサービス時間が i.i.d. r.v.'s で, それらがフェーズとのアラニ分布 (E_R) に従う場合を扱うが, ジョブのシステムへの到着間隔は i.i.d. r.v.'s である必要はなく, 次の仮定のみを満たすものとする。

A-1: 到着過程は, サービス過程とは独立で, 有限時間区间内に到着するジョブ数は, 確率 1 で有限である。

このとき, $L_{\pi}(1)$ と $L_{\pi}(m)$ を比較することが本節の目的であるが, 便宜上, $W_{\pi-1}(1) = W_{\pi-1}(m) = 0$ としてそれを行う。

次のような 2 つの待行列システムを想定する。到着の発生源は 1 つであるが, そこからトシステムへジョブが入る場合と, m -システムへ入る場合である。今, $\pi_0, \pi_1, \pi_2, \dots, \pi_{m+1}$ が与えられたとし, 時刻 π ($\pi_n < \pi_{n+1}$) におけるトシステムと m -システムの存在するジョブの残りサービスフェーズの“總和”を, それぞれ $N_{\pi}(1; \pi_0, \pi_1, \dots, \pi_{m+1})$, $N_{\pi}(m; \pi_0, \pi_1, \dots, \pi_{m+1})$ で表す。同じ到着時点が与えられたとしていることから, 今までに両システムへ到着する仕事の總量 (フェーズ数の總和) が等しいことは明らかである。トシステムにおいて, 区間 $(u, u+\Delta u)$ (sec),

$\Delta u > 0$, におけるフェーズの移動(フェーズ数が減る)確率は, もしシステム内に1つでもジョブが存在するときは,

$$\kappa \mu \Delta u + o(\Delta u)$$

である。一方, m -システムにおけるそれは,

$$\sum_{j=1}^{L_u(m)} \kappa_j \mu_j \Delta u + o(\Delta u) = \kappa \mu + o(\Delta u)$$

となる。従って, 次の補助定理から, ジョブが1つでも存在する限り, フェーズ数の減る確率則は両システムで一致する。

補助定理 ($\text{Ox}[2]$): X を非負の r.v., $P(x) = \text{Prob}(X > x) \quad (x \geq 0)$ とする。
このとき, $P(0) = 1$ で, かつ $\text{Prob}(X \leq x + \Delta x \mid X > x) = \eta(x) \Delta x + o(\Delta x) \quad x, \Delta x \geq 0$ なる $\eta(x)$ が存在する。

$$P(x) = \exp \left\{ - \int_0^x \eta(u) du \right\}.$$

一方, 33の議論により, $L_u(1) = 0$ なる事象と $L_u(m) = 0$ なる事象は確率的に等価である。従って, 次の結果が成立する。

$$N_x(1; \pi_0, \pi_1, \dots, \pi_{n+1}) \stackrel{\text{def}}{=} N_x(m; \pi_0, \pi_1, \dots, \pi_{n+1})$$

ここで, [A-1]のもとで到着に満たす条件をはずすことにより, 次の結果を得る。

定理2: [A-1]のもとで, $N_x(1)$, $N_x(m)$ をそれぞれ, トシステム, m -システムにおける時刻 x における残りフェーズ数の総和とする。このとき,

$$N_x(1) \stackrel{\text{st}}{=} N_x(m).$$

この定理を用いて, $L_x(1)$ と $L_x(m)$ の比較を試みる。システム内に n ジョブいるときの残りフェーズ数の総和を, トシステムについては $N_n(1)$, m -システムについては $N_n(m)$ で表わすと,

$$(n-1)\kappa + 1 \leq N_n(1) \leq n\kappa,$$

$$\begin{cases} n \leq N_n(m) \leq n\kappa & \text{for } n \leq m \\ (n-m)\kappa + m \leq N_n(m) \leq n\kappa & \text{for } n > m, \end{cases}$$

となる。上の不等式を直接的に比較することにより, “トシステムと m -システムで残りフェーズ数の総和が等しいとき, システム内ジョブ数は m -システムの方が多くなる可能性がある”, という結果を得ることができる。これと, 上の定理から直ちに次の結果を得る。

系: $W_{0-(1)} = W_{0-(m)} = 0$, $[A-1]$ のもとでは,

$$L_{\alpha}(1) \stackrel{st}{\leq} L_{\alpha}(m) \quad \text{for all } t (z0),$$

ここで, $\stackrel{st}{\leq}$ は確率的大小を意味している。特に, $t=1$ のときは, 等号となる。

この系は, 本稿で扱っているサービス・システムでも, 通常の複数サーバシステムと単一サーバシステムを比較した場合の単一サーバの有効性([3])が保たれるこことを意味している(ただし, アーラン・サービスのとき)。また, アーランサービスでは, $L_{\alpha(m-1)} \stackrel{st}{\leq} L_{\alpha}(m)$ も成立しうるが, 成立ならず, ここでは用い証明法ではこの結果を得ることができなかつた。これは, 次節で数値的に明らかにされる。さらに, $C_3^2 > 1$ のときは, 最早上の系は成立せず, 逆の順序関係をなすことも, 次節で明らかになる。

5. 数値例

前節では, アーラン・サービスの場合の単一サーバの有効性を定性的に明らかにしたが, 定量的特性, $L_{\alpha(m-1)}$ と $L_{\alpha}(m)$ の比較および $C_3^2 > 1$ のときの特性を明らかにするこことはできなかつた。本節では, これらを数値的に検討する。以下では, ジョブのシステムへの到着過程は, Poisson process あることする。

$m=2$, サービス時間の分布が E_2 のとき, 32の例・2のもとでの定常状態における平均系内ジョブ数(サービス中のジョブも含め)は: $L(2)$ は, 平衡方程式から勾肉数を導く通常の方法を経て計算することができ, その結果は次のようになら。

$$L(2) = \frac{\rho(4-\rho^2)}{4(1-\rho)}.$$

一方, $m=1$ のときのそれ($L(1)$)は, $M/E_1/1$ のよく知られている結果から,

$$L(1) = \frac{\rho(4-\rho)}{4(1-\rho)}.$$

もちろん, $L(2)/L(1) < 1$ であるが, この比は $\rho = 0.535\dots$ で最小となる。すなはち, “手空きを許さない”という規律の効果は, ρ が 0.5 付近で顕著となる。

サービス時間が E_2 でも, $m=3$ になると多肉数の方法は使えず, m が増えるとより面倒な数値計算を必要とし, E_3 になるとさらにや, かうになるが, 数値解法, および詳細な数値例は, ここでは省略する(当図, 示す)。その結果のみを要約すると, サービス時間が E_2, E_3 に従う場合は, $\rho=0.5$ 付近の上述の特性は $m \geq 3$ でも同様であり,

$$\{L(2)/L(1)\}_{E_2} < \{L(2)/L(1)\}_{E_3} \quad \text{おどり} \quad L(2)/L(1) < L(3)/L(1) < \dots,$$

となる。

$C_s^2 > 1$ の場合の特性を見るため、サービス時間の密度函数： $f(t)$ が次の場合（超指數分布）を考える。

$$f(t) = 2\alpha^2/\mu e^{-2\alpha\mu t} + 2(1-\alpha)^2/\mu e^{-2(1-\alpha)\mu t} \quad 0 < \alpha < 1/2.$$

$m=2$ ごと、 $m=2$ の例の規律のもとでの $L(2)$ は均勻数から導くことができ、その結果の一例を [表・1] に示す。

この表から明らかのように、 $C_s^2 > 1$ のときは、 $L(2)/L(1) < 1$ (トニステムより $m=3$ システムの方が効果的) で、 C_s^2 が大きい程この比は小さくなる。また、やはり $\beta=0.5$ 付近で、“チ空きを許さない”という規律の効果は著しくなる。 $m=3$ の場合は均勻数による方法は難しく、直接的な数値解法に頼らざるを得ない。その詳細は省略し、結果のみを要約すると、次のようになる。 $\beta=0.5$ 付近の特性は $m=3$ でも同じで、

$$L(2)/L(1) > L(3)/L(1) > \dots,$$

となる。すなわち、サービス時間のバラツキが大きければ大きい程、 m (多重度) を増すことは、“待ち”的の面から有効となる。

6. おわりに

34, 35 で用いた証明法は、アーラン分布の特性に強く依存していること、より一般的なサービス分布に対しては適用することは難しいように思われる。また、35 の結果は、数値計算上のため特定の分布に限定せざるを得なかつた。しかしながら、34, 35 で得られた結果は、次のように解釈するに合理的であるように思われる。

F を確率分布函数として、次の分布函数のクラスを導入する。

$$NBUE = \{ F ; F(0)=0, F(t) < 1 \text{ なるすべての } t \text{ について } \int_0^\infty x dF(x) \geq \int_0^\infty \frac{1-F(x)}{1-F(t)} dx \}$$

いま、シヨブのサービス時間の分布が NBUE であるとする ($C_s^2 \leq 1$)。このときある時点ごとに新しいシヨブのサービスを開始したときの平均サービス時間は、その時点までサービスを受けていたシヨブの残り平均サービス時間よりも大きい \Rightarrow シヨブを一つずつ処理していく方が能率的である、ということになる。従って、 $L_{x(1)} \leq L_{x(m)}$ が成立する。もちろん、 $E_x \subset NBUE$ である。

一方、サービス時間の分布が NWUE の条件の不等号を逆にした分布のクラス ($NWUE$) に属するときは ($C_s^2 \geq 1$)、逆の論証が成立し、古のシヨブはひきだされ放てありて、新しいシヨブが到着したとき直ちにそのサービスに着手した方が能率的 \Rightarrow 結果として $L_{x(1)} \geq L_{x(m)}$ が成立する。もちろん、前節で扱った超指數分布は NWUE に属する。

以上のことから、34, 35 で得られた特性は、サービス時間の分布が NBUE (NWUE) に属する場合、一般的に成立することが期待される。さらに、35 では、シヨブのシステムへの到着は Poisson process としているが、34 (あるいは [3])

	$L(2)/L(1)$	
β	0.5	0.9
$C_s^2 = 1.5 (\alpha=0.28)$	0.940	0.981
$C_s^2 = 3 (\alpha=0.15)$	0.816	0.951

[表・1]

の議論のように、トシステムとm-システムの能率の比較では、同じ到着過程のもとで考えられるため、得られる特性はサービス分布のみに依存し、到着過程の特性には影響されないことを付記する。

＜参考文献＞

1. Brumelle, S. L., "Some inequalities for parallel service queues", Opns. Res., 19, 402-413 (1971).
2. Cox, D. R., "Renewal theory", Wiley, New York, (1962).
3. Stidham, S. Jr., "On the optimality of single-server queueing systems", Opns. Res., 18, 708-732 (1970).