

## Cyclic Queues における Cycle time の分布計算

防衛大学校 鳥越 昇 (Torigoe Noboru)

防衛大学校 川島 武 (Kawashima Takeshi)

### §1. はじめに

Cyclic Queues は、待ち行列ネットワーク理論の草創期から、研究されてゐるモデルであるが、その Cycle time の分布については、あまり知られてゐない。

近年タイムシェアリング計算機のレスポンスタイムの分析のため、Cycle time を研究した報告が見られる。[1],[3],[6] しかし、いずれも Single Server モデルを対象としてゐる。本報告は、これらの先駆者達の研究を、Many servers モデルに拡張し、Cycle time 分布の計算式を、平易な形で導出し、滞在時間に関する特性量を、若干の数値例で示したものである。

先ず §2 でモデルと、解析に必要な基本的結果を述べ、§3 で Single Server モデルについて、知られてゐる結果を紹介する。

そして §4 で、Many Servers モデルの解析を行ない、§5  
でその結果を、Central Server モデルに適要し、若干の  
数値例を示す。

## §2 モデルと基本的な結果

図のような、Cyclic Queues  
を考える。

$Q_0, Q_1$  の各サーバーのサービス  
は、指数分布とし、規律は、

FCFS とする。

<記号>

$N$  : 系内人数

$s_0, s_1$  :  $Q_0, Q_1$  のサーバー数

$\mu_0, \mu_1$  :  $Q_0, Q_1$  の各サーバーのサービス率

$$\rho = s_1 \mu_1 / s_0 \mu_0$$

$Q_0(t), Q_1(t)$  : 時刻  $t$  での  $Q_0, Q_1$  の状態

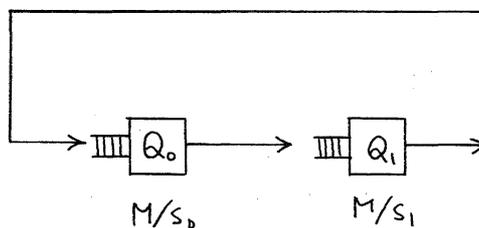
$Q(t) = (Q_0(t), Q_1(t))$  : 時刻  $t$  での系の状態

$\{t_m\}_{m=-\infty}^{\infty}$  ( $\dots < t_{-1} < 0 \leq t_0 < t_1 < \dots$ ) :  $Q_0$  への到着時点列

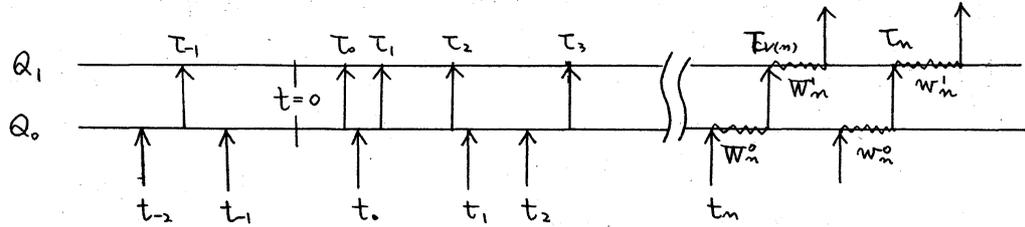
$\{\tau_m\}_{m=-\infty}^{\infty}$  ( $\dots < \tau_{-1} < 0 \leq \tau_0 < \tau_1 < \dots$ ) :  $Q_1$  への到着時点列

$(W_m^0, W_m^1)$  :  $t_m$  に到着した客の  $Q_0, Q_1$  での滞在時間

$(w_m^0, w_m^1)$  :  $\tau_m$  に到着した客の  $Q_0, Q_1$  での滞在時間



$\tau_m$ :  $t_m$ で到着した客が  $Q_1$ へ到着する時刻



平衡分布

$$P(Q(t) = (n_0, m_1)) = \frac{1}{G(N)} \prod_{i=0}^1 \prod_{n=1}^{n_i} \frac{1}{\mu_i(n)} \stackrel{\text{def}}{=} P_N(n_0, m_1)$$

ここで  $G(N)^{-1}$  は正規化定数  $\mu_i(n) = \begin{cases} n_j \mu_i & (n < s_i) \\ s_i \mu_i & (n \geq s_i) \end{cases}$

到着時点列に関して定常な分布

$$P_0(Q(t_{n+0}) = (g_0+1, g_1)) \stackrel{d}{=} P(Q(t_{n+0}) = (g_0+1, g_1) | t_0 = 0) = P_{N+1}(g_0, g_1)$$

$$P_1(Q(t_{n-0}) = (g_0+1, g_1)) \stackrel{d}{=} P(Q(t_{n-0}) = (g_0+1, g_1) | t_0 = 0) = P_{N-1}(g_0, g_1)$$

Cycle time の定義

任意の客が、 $Q_0$ に到着した時、他の客の並び方の確率分布が、 $P_{N-1}(g_0, g_1)$  であるという条件の下での滞在時間分布。

すなわち  $P_0$  の下での  $W_n^0$  と  $W_n^1$  の同時分布

## §3 Single Server の場合

< CHOW. W. M の結果 [3] >

$$P_0(W_n^0 \leq x, W_n^1 \leq y)$$

$$= \sum_{g_0+g_1=N-1} P_{N-1}(g_0, g_1) \int_0^x d\Pr\{W_n^0 \leq u | g_0\} \sum_{g_1'} \Pr\{Q_1(\tau_{N-1}-0) = g_1' | W_n^0, g_0\} \int_0^y d\Pr\{W_n^1 \leq v | g_1'\} \quad (1)$$

こゝで、 $\Pr\{W_n^0 \leq u | g_0\}$ 、 $\Pr\{W_n^1 \leq v | g_1'\}$  の計算は、容易である。

$$\text{又} \quad \Pr\{Q_1(\tau_{N-1}-0) = g_1' | W_n^0, g_0\} \quad (2)$$

は、次のようにして計算する。

一般に到着率  $\mu_0$ 、サービス率  $\mu_1$  の M/M/1 の時刻  $t$  での状態を  $X(t)$  とすると、有限時間推移確率は、

$$\Pr\{X(t) = j | X(0) = i\} = \sum_{\Delta(j-i)} e^{-(\mu_0+\mu_1)t} \frac{\mu_0^n \mu_1^m t^{n+m}}{n! m!} - \sum_{\Delta(j-i-2)} e^{-(\mu_0+\mu_1)t} \frac{\mu_0^{n+1} \mu_1^{m-j-1} t^{n+m}}{n! m!} \quad (3)$$

( $\Delta(j-i)$  は  $n, m \geq 0$ , かつ  $n-m \leq j-i$  なる  $n, m$  の集合)

と表す事ができる。[5]

とすると  $Q_1(t)$  は、M/M/1(N) とみなす事ができる。

又 (2) において  $\tau_{N-1} - t_n = W_n^0$  である事と、系内数  $N$  が一定である事から (3) において、適当に記号を変えれば

$$\Pr\{Q_1(\tau_{N-1}-0) = g_1' | W_n^0 = u, Q_1(t_n-0) = g_0\}$$

$$= e^{-\mu u} \frac{(\mu u)^{N-\delta_1'-1}}{(N-\delta_1'-1)!} - \sum_{k=N}^{\infty} e^{-\mu u} \frac{(\mu u)^{k-\delta_1'-1}}{k!} \frac{(N-\delta_0-\delta_1'-\mu u)(N-\delta_0)!}{(\mu u)^{\delta_1'+1}(N-\delta_0-\delta_1')!} \quad (4)$$

この事から (1) 式は

$$P_0(w_n^0 + w_n^1 \leq t) \\ = \sum_{\delta_0, \delta_1=0}^{t-t-u} \int_0^{t-u} P_{N-1}(\delta_0, \delta_1) \sum_{\delta_1'} \Pr\{Q_1(\tau_{nm}-0) = \delta_1' | w_n^0 = \delta_0\} d\Pr\{w_n^1 \leq v | \delta_1'\} d\Pr\{w_n^0 \leq u | \delta_1\} \quad (5)$$

これは当然  $n=1$  無関係で、整理すると密度関数は

$$f(t) = \begin{cases} \frac{\mu_1 N}{\mu_1 N - \mu_0 N} \mu_0 e^{-\mu_0 t} \frac{(\mu_0 t)^{N-1}}{(N-1)!} + \frac{\mu_0 N}{\mu_0 N - \mu_1 N} \mu_1 e^{-\mu_1 t} \frac{(\mu_1 t)^{N-1}}{(N-1)!} & (P \neq 1) \\ \mu_0 e^{-\mu_0 t} \frac{(\mu_0 t)^N}{N!} & (P=1) \end{cases} \quad (6)$$

<BoxMA. O.J., DONK. P の結果 [1]>

$Q(\tau_n-0)$  の分布が  $P_{N-1}(\delta_0, \delta_1)$  の条件の下で滞在時間分布は

$$P(w_n^0 \leq x, w_n^1 \leq y) = \sum_{\delta_0, \delta_1=N-1} P_{N-1}(\delta_0, \delta_1) \int_0^x \int_0^y d\Pr\{w_n^0 \leq u, w_n^1 \leq v | (\delta_0, \delta_1)\} \quad (7)$$

右辺第2項は

$$\Pr\{w_n^0 \leq u, w_n^1 \leq v | (\delta_0, \delta_1)\} = \Pr\{w_n^0 \leq u | \delta_0\} \Pr\{w_n^1 \leq v | \delta_1\} \quad (8)$$

更に (8) の右辺第1項は  $Q(t)$  の可逆性より

$$\Pr\{w_n^0 \leq u | Q_0(\tau_n-0) = \delta_0+1\} = \Pr\{w_n^0 \leq u | Q(\tau_n+0) = \delta_0+1\} \quad (9)$$

(7) の分布は  $n$  に無関係に計算でき、その密度関数は次のようになり、 $(x+y)=t$  とすれば [3] の結果と一致する。

$$f(x, y) = \begin{cases} \frac{1-p}{1-p^N} \mu_0 e^{-\mu_0 x} \mu_1 e^{-\mu_1 y} \frac{\{\mu_1(x+y)\}^{N-1}}{(N-1)!} & (p \neq 1) \\ \mu_0 e^{-\mu_0(x+y)} \frac{\{\mu_0(x+y)\}^N}{N!} & (p = 1) \end{cases} \quad (10)$$

と  $\tau$  による  $V(n)$  の定義から  $\{W_n^0 \leq x, W_n^1 \leq y\} = \{W_{V(n)}^0 \leq x, W_{V(n)}^1 \leq y\}$  であるが、滞在時間のエルゴード性から

$$P_0(W_n^0 \leq x, W_n^1 \leq y) = P_0(W_{V(n)}^0 \leq x, W_{V(n)}^1 \leq y) = P_1(W_n^0 \leq x, W_n^1 \leq y) \quad (11)$$

なる関係が一般に成立する。[4]

#### §4 Many Servers の場合

$Q(t)$  の推移強度関数を

$$\pi(a, b) \stackrel{d}{=} \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P\{Q(t+\Delta t) = b \mid Q(t) = a\}}{\Delta t}$$

とすると

$$P_N(q_0+1, q_1) \pi((q_0+1, q_1), (q_0, q_1+1)) = P_N(q_0, q_1+1) \pi((q_0, q_1+1), (q_0+1, q_1))$$

が直接計算して確かめられる。

すなわち  $Q(t)$  は可逆性を有し、 $Q(t)$  の可逆性から

$$A = \{t_i = a_i, \tau_{i-1} = b_i, Q_0(t_i-0) = n_i, Q_0(\tau_{i-1}+0) = m_i, (i=1, 2, \dots)\}$$

$$B = \{\tau_i = -a_i, t_i = -b_i, Q_0(\tau_i+0) = n_i, Q_0(t_i-0) = m_i, (i=1, 2, \dots)\}$$

とすると

$$P_r\{A \mid Q_0(t_0-0) = q_0\} = P_r\{B \mid Q_0(\tau_0+0) = q_0\} \quad (12)$$

ここで  $N(m_i) = \min\{m_i+1, s_0\}$  とすると、指数分布の無記憶性から、

$$\begin{aligned} & P_0(t_0 \text{ に到着した客が } t_{0-1} \text{ で退去} \mid A, Q_0(t_0-0) = q_0) \\ &= \frac{1}{N(m_i)} \prod_{j=1}^{i-1} \frac{1}{N(m_j)} \end{aligned} \quad (13)$$

又、 $\{B, Q_0(t_0+0) = q_0\}$  の条件の下で、 $t_0$  で退去した客が、 $t_0$  で到着した確率を考えると、 $m_i < s_0$  の時、 $t_0+0$  でサービス中の  $m_i+1$  人のうちの中に注目している客が含まれている事から、確率は、 $1/(m_i+1)$  である。

又  $m_i \geq s_0$  の時、この客は、 $m_i+1-s_0$  人目のサービス終了と同時にサービスを、受け始める。この時サービスを受け始める  $s_0$  人のうちの 1 人がこの客である事と、指数分布の無記憶性から、確率は、 $1/s_0$  となり、この場合も (13) と同じ結果になる。すなわち、

$$\begin{aligned} & P_i(w_n^0 \leq x, w_n^1 \leq y) \\ &= \sum_{q_0+q_1=N-1} P_0(w_n^0 \leq x \mid Q_0(t_0-0) = q_0) P_1(w_n^1 \leq y \mid Q_1(t_0-0) = q_1) P_{N-1}(q_0, q_1) \end{aligned}$$

これより滞在時間分布の LST は

$$\begin{aligned} & E[\exp(-\theta_0 w_n^0 - \theta_1 w_n^1)] \\ &= \sum_{q_0+q_1=N-1} \left( \frac{1}{1 + \frac{\theta_0}{s_0 \mu_0}} \right)^{I_0} \left( \frac{1}{1 + \frac{\theta_0}{\mu_0}} \right) \left( \frac{1}{1 + \frac{\theta_1}{s_1 \mu_1}} \right)^{I_1} \left( \frac{1}{1 + \frac{\theta_1}{\mu_1}} \right) P_{N-1}(q_0, q_1) \quad (14) \\ & \quad (\operatorname{Re} \theta_0, \theta_1 \geq 0) \end{aligned}$$

$$I_0 = \max(q_0+1-s_0, 0) \quad I_1 = \max(q_1+1-s_1, 0)$$

$w_n^0, w_n^1$  の条件付独立性と (14) から、各要素は次のようになる。

$$E[w_n^j] = \sum_{i=0,1,\dots,N-1} \frac{1}{\mu_j} \left( \frac{I_j^i}{s_j} + 1 \right) P_{N-1}(i, \rho, \rho_1) \quad (j=0,1) \quad (15)$$

$$E[(w_n^j)^2] = \sum_{i=0,1,\dots,N-1} \frac{1}{\mu_j^2} \left\{ \left( \frac{I_j^i}{s_j} + 1 \right)^2 + \frac{I_j^i}{s_j} + 1 \right\} P_{N-1}(i, \rho, \rho_1) \quad (j=0,1) \quad (16)$$

$$E[w_n^0 w_n^1] = \sum_{i=0,1,\dots,N-1} \frac{1}{\mu_0} \left( \frac{I_0^i}{s_0} + 1 \right) \frac{1}{\mu_1} \left( \frac{I_1^i}{s_1} + 1 \right) P_{N-1}(i, \rho, \rho_1) \quad (17)$$

又 Cycle time  $W$  は

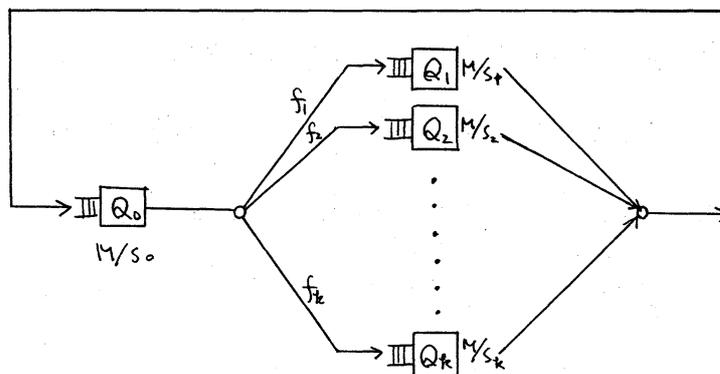
$$E[w_n^0 + w_n^1] = E[w_n^0] + E[w_n^1] \quad (18)$$

$$E[(w_n^0 + w_n^1)^2] = E[(w_n^0)^2] + E[(w_n^1)^2] + 2E[w_n^0 w_n^1] \quad (19)$$

しかし  $E[w_n^0], E[w_n^1]$  は平衡分布と Little の公式から計算できる量である。(数値例付図)

### §5 Central Server モデル

下図のような、Central Server モデルに、前節の結果を、適要する。



このモデルでは、 $Q_0$ を退去したお客は、確率  $f_i$  ( $i=1,2,\dots,k$ ) で  $Q_i$ へ行く。 $Q_i$ は  $S_i$ のサーバーを持ち、各サーバーは、サービス率  $\mu_i$ の指数サービスを行なうものとする。

すなわち、このモデルは、前節のモデルを、自然に拡張したものと、みなす事ができる。

このモデルも又、可逆である事を示そう。

時刻  $t$ での状態を  $Q(t) = (Q_0(t), \dots, Q_k(t))$  で表わし、推移強度関数を

$$\begin{aligned} & \pi_{ij} (q_0 \dots q_i \dots q_j \dots q_k) \\ &= \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P(Q(t+\Delta t) = (q_0 \dots q_i \dots q_{j+1} \dots q_k) \mid Q(t) = (q_0 \dots q_i \dots q_j \dots q_k))}{\Delta t} \end{aligned}$$

とすると

$$\begin{aligned} & P_N(q_{0+1} \dots q_j \dots q_k) \pi_{0j} (q_0 \dots q_j \dots q_k) \\ &= \frac{1}{G(N)} \prod_{i=0}^k \prod_{n=1}^{q_i + \delta_{0i}} \frac{f_i}{\mu_i(n)} f_j \mu_0(q_{0+1}) \\ &= \frac{1}{G(N)} \prod_{i=0}^k \prod_{n=1}^{q_i + \delta_{0i}} \frac{f_i}{\mu_i(n)} \mu_j(q_{j+1}) = P_N(q_0 \dots q_{j+1} \dots q_k) \pi_{j0} (q_0 \dots q_j \dots q_k) \end{aligned}$$

( $\delta$  はクロネッカーのデルタ)

この事から、このモデルにおいて、お客が  $Q_0 \rightarrow Q_i$  を巡回する場合の Cycle time は、§4で求めたものの  $f_i$  の重みをつけた値となり、系全体としては、全  $i$  の  $i$  について和をとれば、良い事になる。

すなわち、 $Q_0$  への到着したお客様の、 $Q_0$  での滞在時間を  $W_n^0$ 、 $Q_0$  以外での滞在時間を  $W_n^1$  とすると、L.S.T. は、

$$E[\exp(-\theta_0 W_n^0 - \theta_1 W_n^1)] \\ = \sum_{\sum_{i=1}^k \beta_i = N-1} \prod_{i=1}^k f_i \left( \frac{1}{1 + \frac{\theta_0}{s_0 \mu_0}} \right)^{I_0} \left( \frac{1}{1 + \frac{\theta_0}{\mu_0}} \right) \left( \frac{1}{1 + \frac{\theta_1}{s_i \mu_i}} \right)^{I_i} \left( \frac{1}{1 + \frac{\theta_1}{\mu_i}} \right) P_{N-1}(\beta_0 \cdots \beta_k) \\ (\operatorname{Re} \theta_0, \theta_1 \geq 0) \quad (20)$$

$$I_j = \max(\beta_{j+1} - s_j, 0)$$

又 § 4 同様、各エレメントは次のようになる。

$$E[W_n^0] = \sum_{\sum_{i=1}^k \beta_i = N-1} \frac{1}{\mu_0} \left( \frac{I_0}{s_0} + 1 \right) P_{N-1}(\beta_0 \cdots \beta_k) \quad (21)$$

$$E[W_n^1] = \sum_{\sum_{i=1}^k \beta_i = N-1} \sum_{i=1}^k f_i \frac{1}{\mu_i} \left( \frac{I_i}{s_i} + 1 \right) P_{N-1}(\beta_0 \cdots \beta_k) \quad (22)$$

$$E[(W_n^0)^2] = \sum_{\sum_{i=1}^k \beta_i = N-1} \frac{1}{\mu_0^2} \left\{ \left( \frac{I_0}{s_0} + 1 \right)^2 + \frac{I_0}{s_0} + 1 \right\} P_{N-1}(\beta_0 \cdots \beta_k) \quad (23)$$

$$E[(W_n^1)^2] = \sum_{\sum_{i=1}^k \beta_i = N-1} \sum_{i=1}^k f_i \frac{1}{\mu_i^2} \left\{ \left( \frac{I_i}{s_i} + 1 \right)^2 + \frac{I_i}{s_i} + 1 \right\} P_{N-1}(\beta_0 \cdots \beta_k) \quad (24)$$

$$E[W_n^0 W_n^1] = \sum_{\sum_{i=1}^k \beta_i = N-1} \sum_{i=1}^k f_i \frac{1}{\mu_0} \left( \frac{I_0}{s_0} + 1 \right) \frac{1}{\mu_i} \left( \frac{I_i}{s_i} + 1 \right) P_{N-1}(\beta_0 \cdots \beta_k) \quad (25)$$

又 Cycle time に関し、2 と § 4 同様、容易に計算できる。

$$E[W_n^0 + W_n^1] = E[W_n^0] + E[W_n^1] \quad (26)$$

$$E[(W_n^0 + W_n^1)^2] = E[(W_n^0)^2] + E[(W_n^1)^2] + 2E[W_n^0 W_n^1] \quad (27)$$

(数値例 付図)

§ 6 おわりに

2 段の Cyclic Queue と、それに類似した Central Server モデルを比較すると、相違が見られる。特に共分散のグラフ

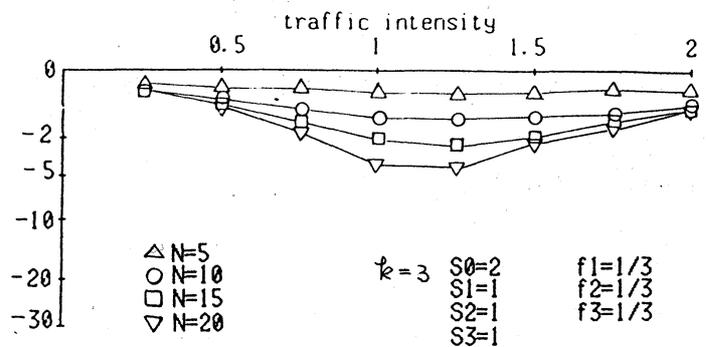
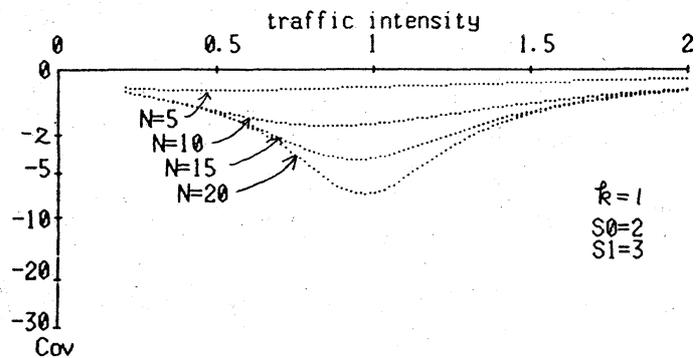
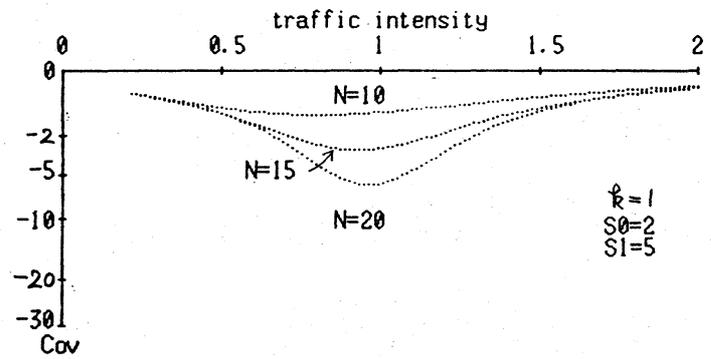
で着しい。今回は、これらについて検討する事はできなかったが、今後の課題とする。

<数値例>

トラフィック密度

$$\rho = \frac{k \sum_{i=1}^k f_i \mu_i s_i}{s_0 \mu_0}$$

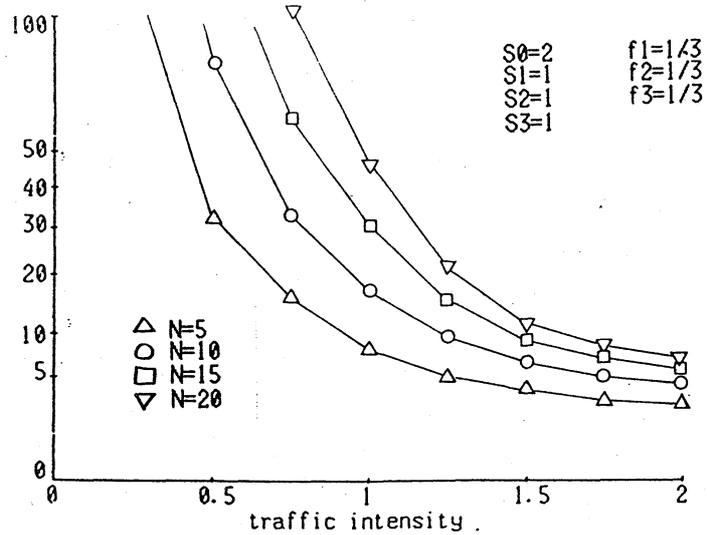
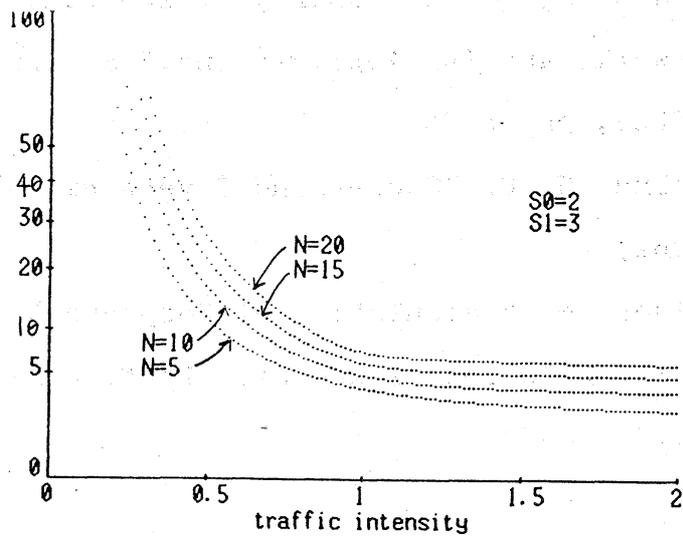
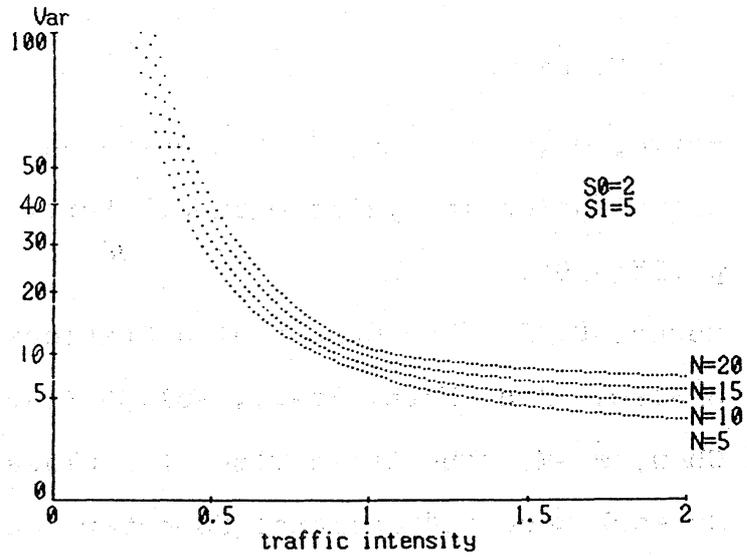
( $\mu_0=1$ :fix)  
 ( $\mu_1=\dots=\mu_k$ )



付図 1 Cov( $w_n^o, w_m^o$ )

付図 2

$$\text{Var}(w_n + w_m)$$



## REFERENCES

- [1] Boxma, O., J., Donk, P. "On Responce-time and Cyclic-time Distribution in Cyclic Queues," Perf. Eval., Vol.2 (1982), pp.181-194.
- [2] Burke, P. J. "The Output of a Stationary M/M/s Queueing System," Ann. Math. Stat., Vol.39 (1968), pp.1144-1152.
- [3] Chow, W.-M. "The Cycle Time of a Class of Closed Queueing Network Models," National Computer Conf., 1978, pp.489-494.
- [4] Kawashima, T. "A Property of Two Palm Measures in Queueing Networks and Its Applications," J. Opn. Res. J., Vol.21 (1982), pp.16-28.
- [5] Prabhu, N. U. "Queues and Inventories," John Wiley, New York (1962).
- [6] Reiser, M. "Calculation of Responce-time Distribution in Cyclic Exponential Queues," Perf. Eval., Vol. 1 (1981), pp.131-133.