

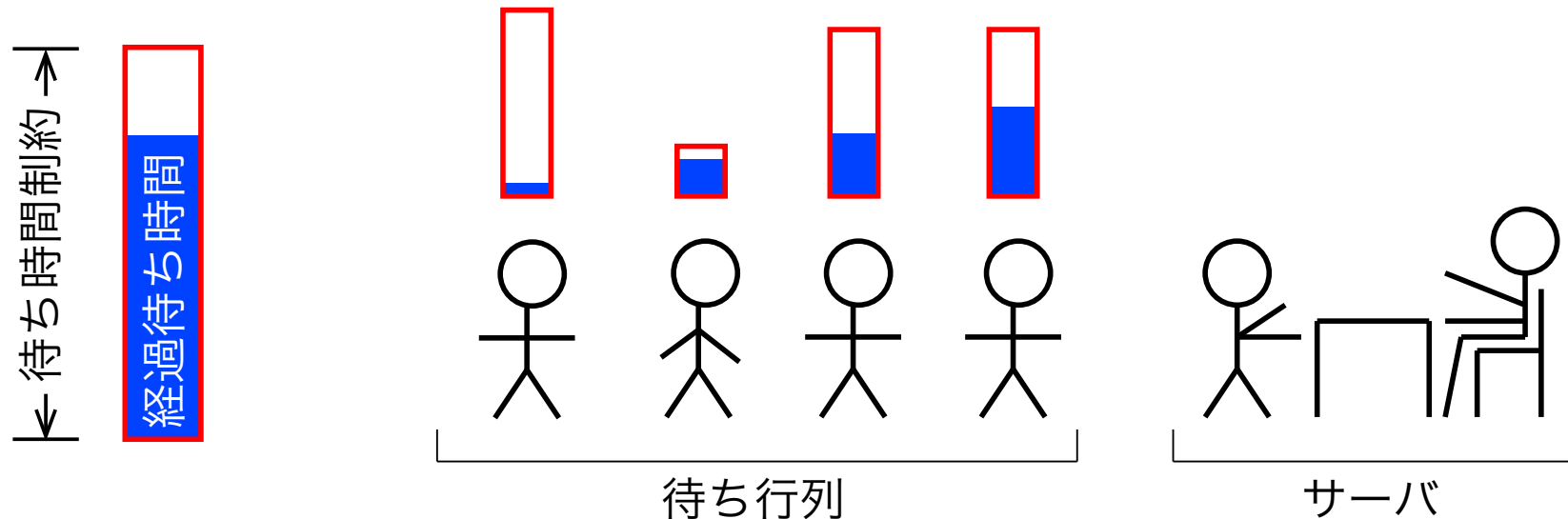
M/G/1+PH 待ち行列における 系内客数分布について

井上 文彰

大阪大学工学研究科
電気電子情報工学専攻

待ち時間制約のある待ち行列モデル

- 待ち時間が長すぎると、客はサービスを受けずに離脱する



- (例) 遅延制約のあるデータ通信, コールセンタ
- ケンドールの記法

$$A / B / c + W$$

到着間隔 サービス サーバ数 待ち時間
 時間 制約

考察するモデル (M/G/1+PH)

- 客の到着は率 λ のポアソン過程に従う
- サービス時間は分布関数 $H(x)$ (平均 $E[H]$) に従って i.i.d.
 - ◆ 簡単のため $H(0) = 0$ を仮定

- 待ち時間制約は相型分布 $(\boldsymbol{\alpha}, \boldsymbol{T})$ に従って i.i.d.
 - ◆ 補分布関数 $\bar{G}(x) = \boldsymbol{\alpha} \exp[\boldsymbol{T}x] \boldsymbol{e}$

$\boldsymbol{\alpha}$: 確率ベクトル, \boldsymbol{T} : 劣無限小生成作用素

\boldsymbol{e} : 要素が全て 1 の列ベクトル

- $E[G]$: 平均待ち時間制約長

$$E[G] = \boldsymbol{\alpha}(-\boldsymbol{T})^{-1} \boldsymbol{e} < \infty \quad \Rightarrow \quad \text{系は常に安定 [Baccelli et al. (1984)]}$$

系内客数 L と仮待ち時間 V

- 定常系内客数 L : 系内に滞在中である客の総数
 - ◆ 将来的に途中退去する客を含める
 - ◆ $\pi_\ell \triangleq \Pr(L = \ell)$ ($\ell = 0, 1, \dots$)
- 定常仮待ち時間 V : 系内に滞在中であり, かつ最終的にサービスを受ける客の残余サービス時間の総和
 - ◆ 将来的に途中退去する客の仕事は含まない
 - ◆ $\nu(x)$: V の密度関数
- 一般の待ち時間制約分布 (M/G/1+G) の下で成り立つ結果
[Baccelli et al. (1984), Stanford (1979)]
 - ◆ $\nu(x)$ はヴォルテラ積分方程式の解として与えられる
 - ◆ π_ℓ は $\nu(x)$ を用いて与えられる

M/G/1+G の仮待ち時間分布 [Baccelli et al. (1984)]

$h_e(x)$: サービスの平衡分布の密度

- 確率フローの平衡より, 次式が導かれる ($\rho \triangleq \lambda E[H]$)

$$v(x) = \rho \pi_0 h_e(x) + \rho \int_{0+}^x v(y) \bar{G}(y) h_e(x-y) dy, \quad x > 0$$

- ➡ この積分方程式から, $v(x)$ ($x > 0$) は一意に定められる

$$v(x) = \pi_0 \sum_{n=1}^{\infty} \rho^n u(n; x)$$

$$u(1; x) = h_e(x), \quad u(n; x) = \int_{0+}^x u(n-1; y) \bar{G}(y) h_e(x-y) dy, \quad n = 2, 3, \dots$$

- 空である確率 π_0 は, 正規化条件より次式で与えられる

$$\pi_0 = \left[1 + \sum_{n=1}^{\infty} \rho^n \int_{0+}^{\infty} u(n; x) dx \right]^{-1}$$

待ち客数 \hat{L}

サーバが稼働中 ($L > 0$) である期間に注目

- A : Attained waiting time

- ◆ サービス中の客の経過滞在時間

- ◆ A の密度関数は仮待ち時間密度 $\nu(x)$ と一致

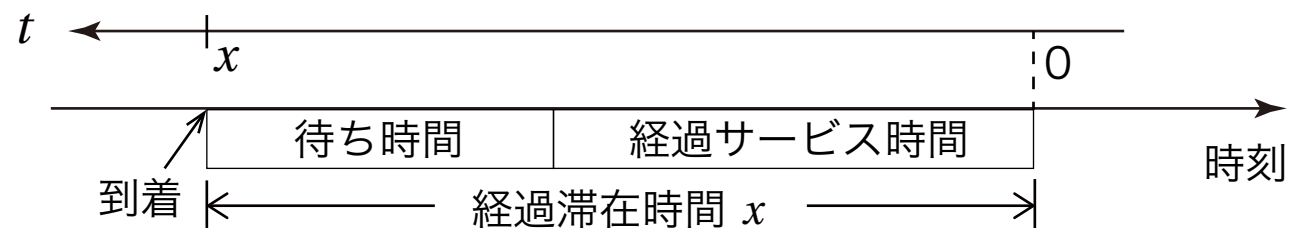
[Sakasegawa and Wolff (1990)]

- \hat{L} : 系内で待っている客の数

- ◆ A の間に到着して、まだ途中退去していない客数に等しい

- ◆ $\hat{\pi}_\ell \triangleq \Pr(\hat{L} = \ell, \text{客がサービス中})$

現時点で残っている待ち客だけに注目すると、
到着率 $\lambda \bar{G}(t)$ の非斉時ポアソン到着と等価



待ち客数 \hat{L}

\hat{L} : 系内で待っている客の数, $\hat{\pi}_\ell \triangleq \Pr(\hat{L} = \ell, \text{客がサービス中})$

$\nu(x)$: 仮待ち時間の密度関数

- 以上の観察から, 次式が得られる

$$\hat{\pi}_\ell = \int_{0+}^{\infty} p_\ell(x) \nu(x) dx$$

ただし,

$$p_\ell(x) = \sum_{m=\ell}^{\infty} \frac{\exp[-\lambda E[G]] (\lambda E[G])^m}{m!} \cdot \binom{m}{\ell} \{G_e(x)\}^\ell \{\bar{G}_e(x)\}^{m-\ell}$$

$G_e(x), \bar{G}_e(x)$: 待ち時間制約の平衡分布の分布関数, 補分布関数

$$\left(\text{参考: } \sum_{\ell=0}^{\infty} z^\ell p_\ell(x) = \exp \left[\lambda(z-1) \int_0^x \bar{G}(t) dt \right] \right)$$

仮待ち時間 V と系内客数 L

以上より, $M/G/1+G$ において次のことが成立

- 仮待ち時間の密度関数 $v(x)$

$$v(x) = \pi_0 \sum_{n=1}^{\infty} \rho^n u(n; x)$$

$$u(1; x) = h_e(x), \quad u(n; x) = \int_{0+}^x u(n-1; y) \bar{G}(y) h_e(x-y) dy, \quad n = 2, 3, \dots$$

- 系内客数分布 π_ℓ ($\ell = 0, 1, \dots$)

$$\pi_0 = \left[1 + \sum_{n=1}^{\infty} \rho^n \int_{0+}^{\infty} u(n; x) dx \right]^{-1}, \quad \pi_\ell = \hat{\pi}_{\ell-1} = \int_{0+}^{\infty} p_{\ell-1}(x) v(x) dx, \\ \ell = 1, 2, \dots$$

$$p_\ell(x) = \sum_{m=\ell}^{\infty} \frac{\exp[-\lambda E[G]] (\lambda E[G])^m}{m!} \cdot \binom{m}{\ell} \{G_e(x)\}^\ell \{\bar{G}_e(x)\}^{m-\ell}$$

発表の概要

M/G/1+PH における系内客数分布 π_ℓ ($\ell = 0, 1, \dots$) を考察

- 初めに, [井上, 滝根 (2015)] の結果を紹介

- ◆ 離散化された仮待ち時間分布 $v^{[k]}(\zeta)$ ($\zeta > 0$)
に対する解析から, π_0 が定められる

$$v^{[k]}(\zeta) = \int_{0+}^{\infty} \frac{\exp[-\zeta x] (\zeta x)^k}{k!} \cdot v(x) dx, \quad k = 0, 1, \dots$$

- ◆ 特に, $v^{[k]}(\zeta)$ は行列演算により定められ, 数値計算が容易

本発表では,

- π_ℓ ($\ell = 1, 2, \dots$) の, $v^{[k]}(\zeta)$ を用いた表現を導出

- ➡ 系内客数分布を数値計算するための基礎付け

M/G/1+PH に関する既存の結果 [井上, 滝根 (2015)]

待ち時間制約分布の一様化

- 待ち時間制約の補分布関数 $\bar{G}(x)$ ($x \geq 0$) を変形

$$\bar{G}(x) = \boldsymbol{\alpha} \exp[\mathbf{T}x] \mathbf{e} = \sum_{m=0}^{\infty} \frac{\exp[-\theta x] (\theta x)^m}{m!} \cdot \bar{g}^{[m]}$$

θ : \mathbf{T} の対角要素の最大の絶対値, $\bar{g}^{[m]} \triangleq \boldsymbol{\alpha} (\mathbf{I} + \theta^{-1} \mathbf{T})^m \mathbf{e}$

- $b_j(k, m)$ および $h_e^{[m]}(j\theta)$ を次式で定義する

$$b_j(k, m) = \binom{k}{m} \left[\frac{j}{j+1} \right]^m \left[\frac{1}{j+1} \right]^{k-m}$$

二項分布 $\left(k, \frac{j}{j+1} \right)$
の確率関数

$$h_e^{[m]}(j\theta) = \int_0^{\infty} \frac{\exp[-j\theta x] (j\theta x)^m}{m!} \cdot h_e(x) dx$$

サービス分布から
計算可能な確率関数

離散化された仮待ち時間

$$v^{[k]}(j\theta) = \int_{0+}^{\infty} \frac{\exp[-j\theta x] (j\theta x)^k}{k!} \cdot v(x) dx$$

以降では、無限次元ベクトル $(x^{[0]}, x^{[1]}, \dots)$ を \mathbf{x}^* と表記する

● $\mathbf{v}^*(j\theta)$ ($j = 1, 2, \dots$) は次式を満たす

$$\mathbf{v}^*(j\theta) = \pi_0 \sum_{n=1}^{\infty} \rho^n \mathbf{u}^*(n; j\theta)$$

$$\mathbf{u}^*(1; j\theta) = \mathbf{h}_e^*(j\theta), \quad \mathbf{u}^*(n; j\theta) = \mathbf{u}^*(n-1; (j+1)\theta) \bar{\mathbf{B}}_j \mathbf{H}_{e,j}, \quad n = 2, 3, \dots$$

ただし、

$$\bar{\mathbf{B}}_j = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & \cdots \\ b_j(1,0)\bar{g}^{[1]} & b_j(1,1) & 0 & \cdots \\ b_j(2,0)\bar{g}^{[2]} & b_j(2,1)\bar{g}^{[1]} & b_j(2,2) & \cdots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots \end{pmatrix}, \quad \mathbf{H}_{e,j} = \begin{pmatrix} h_e^{[0]}(j\theta) & h_e^{[1]}(j\theta) & h_e^{[2]}(j\theta) & \cdots \\ 0 & h_e^{[0]}(j\theta) & h_e^{[1]}(j\theta) & \cdots \\ 0 & 0 & h_e^{[0]}(j\theta) & \cdots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots \end{pmatrix}$$

離散化された仮待ち時間

$$v^{[k]}(j\theta) = \int_{0+}^{\infty} \frac{\exp[-j\theta x](j\theta x)^k}{k!} \cdot v(x) dx$$

以降では, 無限次元ベクトル $(x^{[0]}, x^{[1]}, \dots)$ を \mathbf{x}^* と表記する

● $\mathbf{v}^*(j\theta)$ ($j = 1, 2, \dots$) は次式を満たす

$$\mathbf{v}^*(j\theta) = \pi_0 \sum_{n=1}^{\infty} \rho^n \mathbf{u}^*(n; j\theta)$$

$$\mathbf{u}^*(1; j\theta) = \mathbf{h}_e^*(j\theta), \quad \mathbf{u}^*(n; j\theta) = \mathbf{u}^*(n-1; (j+1)\theta) \bar{\mathbf{B}}_j \mathbf{H}_{e,j}, \quad n = 2, 3, \dots$$

➡ π_0 は次式で与えられる

$$\pi_0 = \left[1 + \sum_{n=1}^{\infty} \rho^n \mathbf{u}^*(n; j\theta) \mathbf{e} \right]^{-1}$$

M/G/1+PH の系内客数分布

系内容数分布 π_ℓ の書き換え

$$\pi_\ell = \hat{\pi}_{\ell-1}, \quad \ell = 1, 2, \dots$$

$$\hat{\pi}_\ell = \int_{0+}^{\infty} \left\{ \sum_{m=\ell}^{\infty} \frac{\exp[-\lambda E[G]] (\lambda E[G])^m}{m!} \cdot \binom{m}{\ell} \{G_e(x)\}^\ell \{\bar{G}_e(x)\}^{m-\ell} \right\} v(x) dx$$

- $\hat{\pi}_\ell^{[m]}$ ($\ell = 0, 1, \dots, m, m = 1, 2, \dots$) を次式で定義

$$\hat{\pi}_\ell^{[m]} = \int_{0+}^{\infty} K_{m,\ell}(x) v(x) dx$$

$$K_{m,\ell}(x) = \binom{m}{\ell} \{G_e(x)\}^\ell \{\bar{G}_e(x)\}^{m-\ell}$$

このとき、次式が成立

$$\pi_\ell = \sum_{m=\ell}^{\infty} \frac{\exp[-\lambda E[G]] (\lambda E[G])^m}{m!} \cdot \hat{\pi}_{\ell-1}^{[m]}, \quad \ell = 1, 2, \dots$$

待ち時間制約の平衡分布の一様化

- 待ち時間制約の補分布 $\bar{G}(x)$

$$\bar{G}(x) = \boldsymbol{\alpha} \exp[\mathbf{T}x] \mathbf{e} = \sum_{m=0}^{\infty} \frac{\exp[-\theta x] (\theta x)^m}{m!} \cdot \bar{g}^{[m]}$$

- $G_e(x)$ と $\bar{G}_e(x)$ も同様に、一様化によって書き換えられる

$$G_e(x) = \sum_{m=0}^{\infty} \frac{\exp[-\theta x] (\theta x)^m}{m!} \cdot g_e^{[m]}, \quad \bar{G}_e(x) = \sum_{m=0}^{\infty} \frac{\exp[-\theta x] (\theta x)^m}{m!} \cdot \bar{g}_e^{[m]}$$

ただし,

$$g_e^{[0]} = 0, \quad g_e^{[m]} = \sum_{k=0}^{m-1} \frac{\bar{g}^{[k]}}{\theta E[G]}, \quad m = 1, 2, \dots$$

$$\bar{g}_e^{[m]} = 1 - g_e^{[m]}, \quad m = 0, 1, \dots$$

$K_{m,\ell}(x)$ の離散化

$$\hat{\pi}_\ell^{[m]} = \int_{0+}^{\infty} K_{m,\ell}(x) v(x) dx, \quad K_{m,\ell}(x) = \binom{m}{\ell} \{G_e(x)\}^\ell \{\bar{G}_e(x)\}^{m-\ell}$$

- $K_{m,\ell}(x)$ は次の形で表される ($\kappa_{m,\ell}^{[i]}$ の求め方は後述)

$$K_{m,\ell}(x) = \sum_{i=0}^{\infty} \frac{\exp[-m\theta x] (m\theta x)^i}{i!} \cdot \kappa_{m,\ell}^{[i]}$$

- $\boldsymbol{\kappa}_{m,\ell}^*$: $\kappa_{m,\ell}^{[i]}$ を第 i 要素とする縦ベクトル

$$\Rightarrow \hat{\pi}_\ell^{[m]} = \boldsymbol{v}^*(m\theta) \boldsymbol{\kappa}_{m,\ell}^*$$

$$\left(\pi_\ell = \sum_{m=\ell}^{\infty} \frac{\exp[-\lambda E[G]] (\lambda E[G])^m}{m!} \cdot \hat{\pi}_{\ell-1}^{[m]} \quad \text{より, } \pi_\ell \text{ が求まる} \right)$$

$K_{m,\ell}(x)$ の離散版 $\kappa_{m,\ell}^*$

- $\kappa_{1,0}^* = \overline{\mathbf{g}}_e^*$, $\kappa_{1,1}^* = \mathbf{g}_e^*$ および次の漸化式より $\kappa_{m,\ell}^*$ は定められる

$$\kappa_{m,0}^* = \overline{\mathbf{B}}_{\mathbf{g},m} \kappa_{m-1,0}^*$$

$$\kappa_{m,\ell}^* = \overline{\mathbf{B}}_{\mathbf{g},m} \kappa_{m-1,\ell}^* + \mathbf{B}_{\mathbf{g},m} \kappa_{m-1,\ell-1}^*, \quad \ell = 1, 2, \dots, m-1$$

$$\kappa_{m,m}^* = \mathbf{B}_{\mathbf{g},m} \kappa_{m-1,m-1}^*$$

ただし,

$$\overline{\mathbf{B}}_{\mathbf{g},m} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & \cdots \\ b_m(1,0)\overline{g}_e^{[1]} & b_m(1,1) & 0 & \cdots \\ b_m(2,0)\overline{g}_e^{[2]} & b_m(2,1)\overline{g}_e^{[1]} & b_m(2,2) & \cdots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots \end{pmatrix}, \quad \mathbf{B}_{\mathbf{g},m} = \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 \cdots \\ b_m(1,0)g_e^{[1]} & 0 & 0 \cdots \\ b_m(2,0)g_e^{[2]} & b_m(2,1)g_e^{[1]} & 0 \cdots \\ \vdots & \vdots & \vdots \cdots \end{pmatrix}$$

まとめ

- M/G/1+PH 待ち行列の系内客数分布 π_ℓ を考察

- ◆ M/G/1+G では、仮待ち時間密度 $\nu(x)$ を含む積分で表される

$$\pi_\ell = \sum_{m=\ell}^{\infty} \frac{\exp[-\lambda E[G]] (\lambda E[G])^m}{m!} \cdot \hat{\pi}_{\ell-1}^{[m]}$$

$$\hat{\pi}_\ell^{[m]} = \int_{0+}^{\infty} K_{m,\ell}(x) \nu(x) dx$$

- ◆ M/G/1+PH に特別化した場合

$$\hat{\pi}_\ell^{[m]} = \mathbf{v}^*(m\theta) \boldsymbol{\kappa}_{m,\ell}^*$$

- ➡ 可算個の非負数の和と積で表現可能

- この結果を元に、 π_ℓ に対する数値計算法が構築できる

- ◆ 適切な切断近似の方法に関する考察は今後の課題