

令和元年度 卒業論文

配車型タクシーサービスの待ち行列モデル

千葉大学工学部都市環境システム学科

16T0223H 市川恒太

指導教員：塩田茂雄 教授

令和2年2月提出

目次

第 1 章	序論	1
1.1	研究背景	1
1.2	研究目的	1
1.3	本論文の構成	1
第 2 章	配車型タクシーサービス	2
2.1	配車型タクシーサービスの定義	2
2.2	配車型タクシーサービスの現状	2
第 3 章	待ち行列理論	4
3.1	待ち行列理論の概要	4
3.2	$M/G/1$ 待ち行列	6
3.3	$M/G/s$ 待ち行列	9
第 4 章	配車型タクシーサービスの待ち行列モデル	12
4.1	提案モデル	12
4.2	提案モデルにおけるサービス規律	13
第 5 章	シミュレータの信頼性の検証	17
5.1	シミュレーション条件	17
5.2	比較結果	19
第 6 章	必要車両数の導出	20
6.1	必要車両数の定義	20
6.2	タクシー乗車距離の算出	21
6.3	千葉市における時間帯別タクシー需要の算出	22
6.4	シミュレーション条件	24
6.5	シミュレーション結果	26
6.6	必要な車両数の安全側の算出法	31
第 7 章	解析解の有効性の検証	34
7.1	シミュレーション条件	34
7.2	シミュレーション結果	35
第 8 章	結論	37
8.1	まとめ	37

8.2	今後の課題	37
	謝辞	38
	参考文献	39

第 1 章

序論

1.1 研究背景

近年, タクシー業界において IT 化が進み, スマートフォンのアプリを使った配車サービスが浸透し始めている. タクシー配車アプリでは, 位置情報を利用した配車や, 料金支払いのキャッシュレス化が可能になっており, 利便性が高いことから利用者は増加している.

タクシーの配車サービスに関する研究は, 客獲得数向上のために優先度を組み込んだ配車アルゴリズムを提案した大原ら [1] や, マルチエージェントシミュレーションによるタクシー営業戦略の改善シナリオの提案を行った金月ら [2] などがあるが, 待ち行列理論を用いた配車型タクシーサービスについての研究はなされていない. よって本論文においては, 配車型タクシーサービスの待ち行列モデルを構築し, シミュレータと数値計算で得られた結果について考察する.

1.2 研究目的

タクシーサービスにおいては, 利用者の満足度を向上させるために, 待ち時間を短くすることが重要な一方で, 利益を最大化するために空車時間を短くすることが必要である. 従って, 極力少ない台数で待ち時間を一定時間内に収めることが求められる. そこで本研究では, 平均待ち時間を一定時間内に収めるために必要な車両数を導出することを目的とし, この車両数を「必要車両数」と定義する. 必要車両数を導出する上で利用者の平均待ち時間を求める必要がある. それを求める手法として, 数理的手法と, シミュレータの 2 種類を採用する. 数理的手法では, 待ち時間を数理的に解析する手法として有名な「待ち行列理論」を用いて配車型タクシーサービスの待ち行列モデルを構築する. 待ち行列理論の理論値をシミュレーション結果と比較することで, 本サービスモデルにおいて理論値が有効であるかの検証を行う.

1.3 本論文の構成

本論文は以下のような構成になっている. 第 2 章では, 配車型タクシーサービスの定義と現状について述べる. 第 3 章では, 本論の前段階として待ち行列理論の概要, $M/G/1$ 待ち行列, $M/G/s$ 待ち行列について述べる. 第 4 章では, 配車型タクシーサービスの待ち行列モデルと, そのサービス規律について述べる. 第 5 章では, 配車型タクシーサービスモデルのシミュレータの信頼性について述べる. 第 6 章では, シミュレータを用いて必要車両数の導出を行う. 第 7 章では, 配車型タクシーサービスモデルにおける解析解の有効性の検証を行う. 第 8 章では, 本論文のまとめと今後の課題を述べる.

第 2 章

配車型タクシーサービス

第 2 章では、本論文の題材である配車型タクシーサービスの定義や現状について述べる。

2.1 配車型タクシーサービスの定義

本研究では、配車型タクシーサービスを、乗客が電話や専用アプリケーションを用いてタクシーを呼び出す形式のタクシーサービスと定義する。タクシー乗り場から乗客が乗り込む形式とは異なるものであり、乗客の乗車場所は対象領域内でランダムに発生する。第 1 章で述べたように、近年はスマートフォンのアプリを使った配車サービスが浸透しているが、配車型タクシーサービス自体はタクシー会社に電話して呼び出す形式で以前から存在したものである。本研究においては呼び出し方については問わないが、乗客が発生次第乗客の位置情報を認識し、タクシーを乗客の元へ配車するものとする。

2.2 配車型タクシーサービスの現状

配車型タクシーサービスで最も有名なのが 2009 年にアメリカ・サンフランシスコで誕生した Uber であろう。創業後わずか 10 年足らずで時価総額 5.3 兆円にまで成長を遂げた巨大ユニコーン企業である。本節ではそんな Uber のサービスとそれを支えるテクノロジーについて述べる。

Uber は主に一般ドライバーによる自家用車のライドシェア事業を展開するテクノロジー企業である。78 以上の国と地域、600 以上の都市でサービスを展開しており、2018 年第 4Q の月次平均アクティブユーザー数は 9100 万人以上 (図 2.1) と世界中で圧倒的な支持を得ている。広く支持を得る理由として利用方法がシンプルであることが挙げられる。ユーザは専用アプリケーションを起動して目的地を設定するだけで、近くにいるドライバーが送迎してくれる。(図 2.2 参照) また、快適なユーザ体験も支持を得る理由のひとつである。ユーザは目的地までの料金と到着予定時刻を事前に把握することができる。またオールキャッシュレスで決済はアプリケーション上で行われる。このように、Uber は配車から決済までアプリケーション上で完結することが特徴の一つであり、この利便性の高いサービスが評価されたことで急速に成長を遂げたのである。

こうしたサービスの裏には様々なテクノロジーが存在している。その中で 3 つのテクノロジーについて述べる。1 つ目は自社開発したルーティング検索エンジン「Gurafu」である。リアルタイムの交通情報と距離から目的地までの最適ルートを導き出すシステムである。この検索エンジンの導入により、予定到着時間の正確性が大幅に改善された。2 つ目はタクシーと乗客を結びつけるマッチング技術である。旧来のタクシーは乗客を目的地まで送り届けたあと、流して走りながら次の乗客を探すという非効率な動きを強いられていた。しかし、Uber のマッチング技術では空車の時間が最小化されるようにド

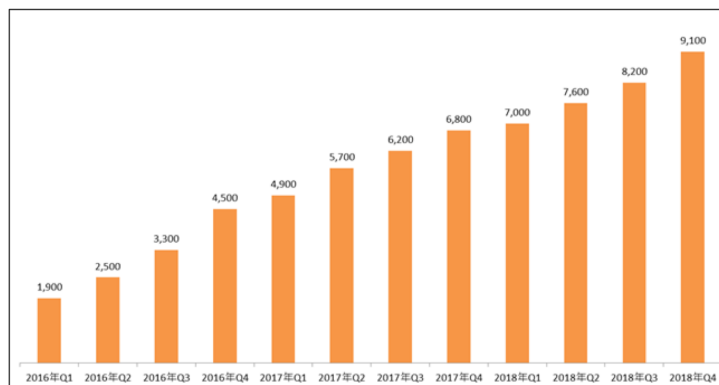


図 2.1 UBER の月次平均アクティブユーザー数 (万人).

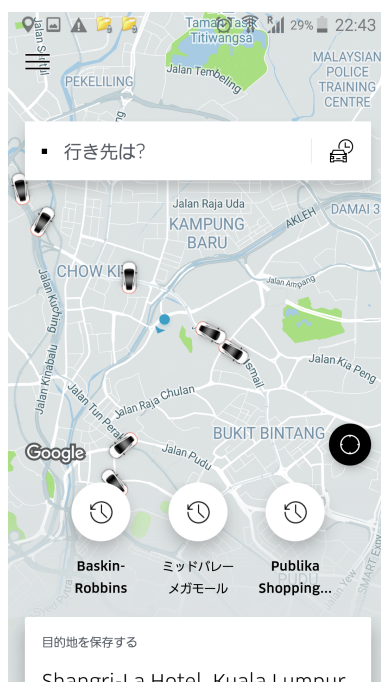


図 2.2 Uber アプリの画面キャプチャ.

ライバーを誘導する。また相乗りサービス「UberPOOL」では、複数人の乗客の目的地を分析し、リアルタイムで相乗り乗車をアレンジすることができるアルゴリズムを備えている。これらの技術によりタクシーの空車率が減少し、より効率の良いタクシー営業が可能になっている。3つ目は「ダイナミック・プライジング」である。Uber の乗車料金が「車両」と「乗客数」の需給バランスで上下する。繁忙時には料金が上がり、閑散期には料金が下がるため、ドライバーは運賃の高い地域に出向き、需給バランスを平準化させることができる。これらのテクノロジーによって、乗客の需要に合わせた配車が可能になり、空車時間の短縮と乗客の待ち時間の短縮を実現している。

第 3 章

待ち行列理論

第 3 章では、本論に入る前に予備知識として待ち行列理論の概要、 $M/G/1$ 待ち行列、 $M/G/s$ 待ち行列について述べる。

3.1 待ち行列理論の概要

3.1.1 待ち行列理論とは

待ち行列は、私たちの生活で身近に見られる現象である。具体的には、スーパーマーケットのレジ待ち行列や、銀行の ATM 窓口に並ぶ顧客の列が挙げられる。

待ち行列理論とは、待ち行列を数理モデルを用いて解析することを目的とした理論である。待ち行列理論を用いることで、行列に並んだ客がサービスの利用を終了するまでにどれくらい時間がかかるのか (平均待ち時間)、待ち行列には常に何人程度の客が並んでいるのか (平均待ち行列長)、サービス窓口の容量をオーバーしないためには客がシステムを訪れる頻度 (到着率) と客にサービスを提供する時間 (サービス時間) にどのような関係性が成立するのか、といったことを数理的に解析することができる。

3.1.2 待ち行列モデル

待ち行列について数理的に解析するためには、待ち行列の特徴を抽象化して表現するモデルを構築する必要がある。本節では、銀行内の ATM を例に待ち行列をモデル化するために必要な用語を定義する。

- 到着：ATM に人が訪れる動作
- 窓口：ATM
- 客：窓口を訪れる人
- サービス：現金の引き出しや記帳のように窓口で受ける仕事
- 待ち室：行列を作って待つ場所
- 退去：窓口でサービスを受け終わった客が立ち去ること

窓口は複数ある場合もある。待ち室と窓口を含む全体を待ち行列システムと呼ぶこととする。図 3.1 は待ち行列モデルを示している。

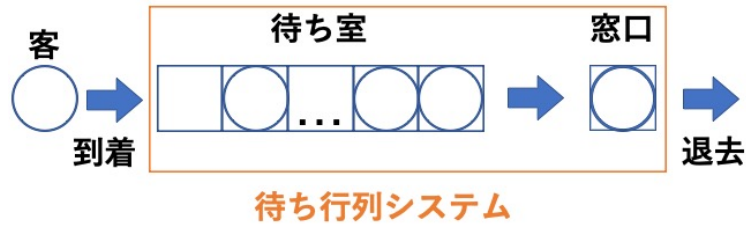


図 3.1 待ち行列モデル.

表 3.1 ケンドールの記法.

記号	到着過程	サービス時間分布
M	ポアソン過程	指数分布
D	到着間隔が一定	サービス時間が一定
E_k	到着間隔が k 次アーラン分布	サービス時間が k 次アーラン分布
H_k	到着間隔が k 次超指数分布	サービス時間が k 次超指数分布
PH	相型再生過程	サービス時間が相型分布
GI	再生過程	一般分布 (互いに独立)
G	一般の到着過程 (再生過程も含む)	一般分布 (独立性を必ずしも仮定しない)

3.1.3 ケンドールの記法.

待ち行列モデルを特徴づけるものとして (1) 客の到着過程, (2) サービス時間分布, (3) 窓口数, (4) 待ち室容量 (待ち室に収容可能な最大客数), (5) サービス規律が挙げられる. 待ち行列理論では, これらの特徴を以下のケンドールの記法により表現する.

$$A/S/c(K).$$

ここで, A には客の到着過程の種類, S にはサービス時間分布の種類, c には窓口数, K には待ち室容量を表す数字が入る. サービス規律を示す記号は最後 ($/c(K)$ のあと) に記載するが, 一般に先着順処理を仮定するので, 先着順以外のサービス規律を用いるときにのみサービス規律を記載することが多い. なお, K が無限大の場合は「 (K) 」の部分省略する.

客の到着過程の種類は, 到着間隔分布を表す記号で表現する. ポアソン過程では到着間隔は指数分布に従うので, A には M という記号が入る. また, 客のサービス時間分布の種類も同様の記号で表現する. 客のサービス時間が指数分布に従う場合, S には M という記号が入り, 相型分布に従う場合は PH という記号が入る. サービス時間分布は規定しないが, 客のサービス時間が互いに独立であるときは GI , 独立性を仮定しない場合は G と記載する. ただし, 多くの場合, サービス時間の独立性を仮定するので, G と書いても独立性を仮定している場合が少なくない. したがって, 本論文においても特に断らない限り, G と書いた場合でもサービス時間の独立性を仮定するものとする.

表 3.1 にケンドールの記法で用いる到着過程やサービス時間分布を表す記号を示す. なお, 以下に記載する到着過程やサービス時間分布などはあくまで一例でありほかにも多くの記号が存在する. 詳しくは待ち行列理論の基礎と応用 [3] を参照されたい.

3.2 M/G/1 待ち行列

本節では、M/G/1 待ち行列の解析に用いる上で必要となる数式や用語を示す。全てを網羅するのは難しいため、詳しくは待ち行列の数理モデル [4] を参照されたい。

3.2.1 M/G/1 待ち行列とは

M/G/1 待ち行列は、到着過程がポアソン過程、サービス時間分布が一般分布にしたがい、窓口数が 1 つであり、待ち室容量が無限大である待ち行列システムのモデルである。客の到着過程であるポアソン過程の到着率を $\lambda > 0$ とする。システムは時刻 $t = 0$ で稼働を始め、到着客は単一の窓口で先着順にサービスを受ける。到着過程とサービス過程は独立であると仮定する。第 n 番目の客のサービス時間 $S_n (n \geq 1)$ は互いに独立で同一の一般分布 $H(t) = \mathbb{P}\{S_n \leq t\} (t \geq 0)$ にしたがう。分布 H は有限の平均 $\mathbb{E}[S_n] = 1/\mu$ と分散 $\mathbb{V}[S_n] = \sigma_s^2$ を持ち、 $H(0) = 0$ を仮定する。サービス時間分布を表す尺度として、 $c_s = \mu\sigma_s$ とおく。 c_s は分布 H の変動係数とよばれる。

3.2.2 到着客数

第 n 番目の客のシステムからの退去時刻を T_n^d で表す。先着順サービス規律を仮定しているため、明らかに $T_1^d < T_2^d < T_3^d < \dots$ である。 $A(t) (A(0) = 0)$ を時間区間 $(0, t]$ 内の客の累積到着数とすると、

$$A_n \equiv A(T_n^d) - A(T_{n-1}^d), \quad n \geq 1,$$

は、第 n 番目の客のサービス中に到着した客数を表す。 A_n は n に依らないので、ある客のサービス中に到着した客数 $A \stackrel{d}{=} A_n$ が i 人である確率を $a_i = \mathbb{P}\{A = i\} (i = 0, 1, \dots)$ とおくと、全確率の公式を用いて

$$a_i = \int_0^\infty \frac{(\lambda t)^i}{i!} e^{-\lambda t} dH(t), \quad i \geq 0, \quad (3.1)$$

となる。確率分布 $\{a_i\}$ より、ある客のサービス中の平均到着客数は

$$\mathbb{E}[A] = \int_0^\infty \lambda t \sum_{i=1}^\infty \frac{(\lambda t)^{i-1}}{(i-1)!} e^{-\lambda t} dH(t) = \lambda \int_0^\infty t dH(t) = \frac{\lambda}{\mu} = \rho, \quad (3.2)$$

で与えられる。

3.2.3 ポラチェック・ヒンチンの公式

定常分布 π を解析的に求める方法として、確率母関数 (PGF) を用いる方法が知られている。確率分布 $\{\pi_i\}$ と $\{a_i\}$ の PGF を、 $z \in \mathbb{C} (|z| < 1)$ に対して

$$P(z) = \mathbb{E}[z^X] = \sum_{i=0}^\infty \pi_i z^i, \quad \gamma(z) = \mathbb{E}[z^A] = \sum_{i=0}^\infty a_i z^i,$$

により定義する。ただし、 $X \stackrel{d}{=} \lim_{n \rightarrow \infty} X_n$ である。このとき、サービス中の到着客数分布 (3.1) を用いて、

$$\gamma(z) = \int_0^\infty \sum_{i=0}^\infty \frac{(\lambda z t)^i}{i!} e^{-\lambda t} dH(t) = \int_0^\infty e^{-\lambda(1-z)t} dH(t) = H^*(\lambda(1-z)),$$

を得る。ただし、 $H^* \equiv H^*(\theta) = \mathbb{E}[e^{-\theta s}]$ ($\theta \in \mathbb{C}$, $\operatorname{Re}(\theta) > 0$) は、 H のラプラス・スチルチェス変換 (LST) である。また、 $\gamma(z) - z \neq 0$ のとき、

$$P(z) = \frac{(1-z)\gamma(z)}{\gamma(z) - z} \pi_0, \quad |z| < 1,$$

が導かれる。 $\lim_{z \rightarrow 1} P(z) = \sum_{i=0}^\infty \pi_i = 1$ より、

$$\begin{aligned} 1 &= \pi_0 \lim_{z \rightarrow 1} \frac{(1-z)\gamma(z)}{\gamma(z) - z} \\ &= \pi_0 \lim_{z \rightarrow 1} \frac{-\gamma(z) + (1-z)\gamma'(z)}{\gamma'(z) - 1} \\ &= \frac{\pi_0}{1 - \gamma'(1)}, \end{aligned}$$

であり、 $\pi_0 = 1 - \gamma'(1) = 1 + \lambda H^{*'}(0) = 1 - \rho$ となる。したがって、 $\rho < 1$ のとき、 $M/G/1$ 待ち行列の定常状態確率の PGF は

$$P(z) = \frac{(1-\rho)(1-z)H^*(\lambda(1-z))}{H^*(\lambda(1-z)) - z}, \quad |z| < 1, \quad (3.3)$$

で与えられる。

式 (3.3) をポラチェック・ヒンチンの公式という。

ポラチェック・ヒンチンの公式 (3.3)

$$P(z) = \frac{(1-\rho)(1-z)\gamma(z)}{\gamma(z) - z}, \quad |z| < 1,$$

の両辺に $\gamma(z) - z$ を乗じ、 z で 2 回微分すると

$$\begin{aligned} (\gamma(z) - z)P''(z) + 2(\gamma'(z) - 1)P'(z) + \gamma''(z)P(z) \\ = (1-\rho)((1-z)\gamma''(z) - 2\gamma'(z)), \end{aligned}$$

であるから、 $z \rightarrow 1$ とすると

$$P'(1) = \frac{\gamma''(1)}{2(1-\gamma'(1))} + \frac{(1-\rho)\gamma'(1)}{1-\gamma'(1)},$$

を得る。一方、 $\gamma'(1) = \lambda \mathbb{E}[S] = \rho$ 、 $\gamma''(1) = \lambda^2 \mathbb{E}[S^2] = \rho^2(1 + c_s^2)$ であるので、系内客数の期待値 $\mathbb{E}[X]$ を得る。また、関係式 $Q = (X - 1)^+$ より

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[Q] &= \mathbb{E}[(X-1)\mathbf{1}_{\{X \geq 1\}}] = \mathbb{E}[X\mathbf{1}_{\{X \geq 1\}}] - \mathbb{E}[\mathbf{1}_{\{X \geq 1\}}] \\ &= \mathbb{E}[X] - \mathbb{P}\{X \geq 1\} = \mathbb{E}[X] - (1 - \pi_0) \\ &= \mathbb{E}[X] - \rho, \end{aligned}$$

となるので、待ち客数の期待値 $\mathbb{E}[Q]$ が得られる。したがって、

$$\mathbb{E}[X] = \frac{1 + c_s^2}{2} \frac{\rho^2}{1 - \rho} + \rho, \quad \mathbb{E}[Q] = \frac{1 + c_s^2}{2} \frac{\rho^2}{1 - \rho}, \quad (3.4)$$

となる。

3.2.4 平均待ち時間

$\rho < 1$ を仮定し、定常状態における $M/G/1$ 待ち行列の待ち時間を W で表す. また, 待ち時間分布 $W(t) = \mathbb{P}\{W \leq t\} (t \geq 0)$ の LST を $W^*(\theta) = \mathbb{E}[e^{-\theta W}] (Re(\theta) > 0)$ とおく. 分布版リトルの法則より $X \stackrel{d}{=} A(W + S)$ が成り立つので, W と S が独立であることを考慮すると

$$\begin{aligned} P(z) &= \mathbb{E}[z^X] = \mathbb{E}[z^{A(W+S)}] \\ &= \int_0^\infty \sum_{i=0}^\infty \frac{(\lambda z t)^i}{i!} e^{-\lambda t} d(W * H)(t) \\ &= \int_0^\infty e^{-\lambda(1-z)t} d(W * H)(t) \\ &= W^*(\lambda(1-z))H^*(\lambda(1-z)), \end{aligned}$$

を得る. ポラチェック・ヒンチンの公式 (3.3) から

$$W^*(\lambda(1-z)) = \frac{(1-\rho)(1-z)}{H^*(\lambda(1-z)) - z},$$

となる. 以降, $\theta \equiv \lambda(1-z)$ とおく.

$\rho < 1$ のとき, $M/G/1$ 待ち行列の定常状態における待ち時間分布の LST は

$$W^*(\theta) = \frac{(1-\rho)\theta}{\theta - \lambda(1 - H^*(\theta))}, \quad Re(\theta) > 0, \quad (3.5)$$

で与えられる.

H の平衡分布 H_e の LST

$$H_e^*(\theta) = \int_0^\infty e^{-\theta t} dH_e(t) = \frac{\mu}{\theta}(1 - H^*(\theta)), \quad (3.6)$$

を用いると, 式 (3.5) より

$$W^*(\theta) = \frac{1-\rho}{1-\rho H_e^*(\theta)} = (1-\rho) \sum_{n=0}^\infty \rho^n (H_e^*(\theta))^n,$$

となる. この式を解析的にラプラス逆変換することで明示的な表現

$$W(t) = (1-\rho) \sum_{n=0}^\infty \rho^n H_e^{n*}(t), \quad t \geq 0, \quad (3.7)$$

が導かれる. ただし, $H_e^{n*}(t)$ は $H_e(t)$ の n 重畳み込みを表し

$$H_e^{n*}(t) = \begin{cases} 1, & n = 0 \\ \int_0^t H_e^{(n-1)*}(t-\mu) dH_e(\mu), & n \geq 1, \end{cases}$$

と定義される. 式 (3.7) は, 待ち時間分布に対するポラチェック・ヒンチンの公式と呼ばれる.

式 (3.5) の両辺に $\theta - \lambda(1 - H^*(\theta))$ を乗じ, θ で 2 回微分すると

$$\lambda H^{***}(\theta)W^*(\theta) + 2(1 + \lambda H^{**}(\theta)) + W^{*'}(\theta) + \{\theta - \lambda(1 - H^*(\theta))W^{*''}(\theta)\} = 0,$$

であるから, $\theta \rightarrow 0$ とすると

$$\lambda H^{***}(0) + 2(1 + \lambda H^{**}(0))W^{*'}(0) = 0,$$

となるので、 $H^{**}(0) = \mathbb{E}[S^2]$, $W^{*'}(0) = -\mathbb{E}[W]$ を代入すると、

$$\mathbb{E}[W] = \frac{\lambda \mathbb{E}[S^2]}{2(1-\rho)} = \frac{1+c_s^2}{2} \frac{\rho}{\mu(1-\rho)}, \quad (3.8)$$

を得る。同様にして分散も計算でき、

$$\mathbb{V}[W] = \frac{\lambda \mathbb{E}[S^3]}{3(1-\rho)} + (\mathbb{E}[W])^2, \quad (3.9)$$

を得る。

$M/G/1$ 待ち行列と $M/M/1$ 待ち行列の平均待ち時間を、それぞれ、 $EW(G)$ と $EW(M)$ とすると、関係式

$$EW(G) = \frac{1+c_s^2}{2} EW(M) \quad (3.10)$$

を得る。この関係式は、 $M/G/s$ 待ち行列の平均待ち時間に対する近似において有用である。

3.3 $M/G/s$ 待ち行列

本節では、窓口が複数存在する $M/G/s$ 待ち行列の解析に用いる上で必要となる数式や用語を示す。全てを網羅するのは難しいため、詳しくは待ち行列の数理モデル [4] を参照されたい。

3.3.1 $M/G/s$ 待ち行列とは

$M/G/s$ 待ち行列とは、到着過程がポアソン過程、サービス時間分布が一般分布にしたがい、窓口数が s 個であり、待ち室容量が無限大である待ち行列システムのモデルである。 $M/G/1$ 待ち行列では、サービス終了直後の系内客数に着目することで、系内客数過程 $\{N(t)\}_{t \geq 0}$ の埋め込みマルコフ連鎖を用いた解析が可能であった。しかし、 $M/G/s$ 待ち行列無記憶性のある $M/M/s$ 待ち行列を除いて、系内客数の情報に加えて任意時点における各窓口での経過サービス時間または残余サービス時間などについての客の情報が必要となる。これらの情報を与える変数を補助変数といい、例えば時刻 t における窓口 i での残余サービス時間 $V_i(t) (i = 1, \dots, s)$ を用いると、システムの状態は多変数過程

$$\{N(t), V_1(t), \dots, V_s(t)\}, \quad t \geq 0,$$

によって記述する必要がある。サービス時間が一定の $M/D/s$ 待ち行列の場合、ある時刻にサービス中の客は一定サービス時間後には全て退去するため、補助関数を用いることなしに解析が可能であるが、マルコフ性を見出せない一般サービス時間分布の場合は、明示的な解を得ることは困難である。このため、 $M/G/s$ 待ち行列に対しては、これまで多くの発見的な近似解が提案されてきた。

3.3.2 漸近的性質

定常状態を想定し、 $\rho = \frac{\lambda}{s\mu} < 1$ を仮定する。 $M/G/s$ 待ち行列の定常状態における任意時点での系内客数を確率変数 N で表し、その状態確率を $\pi_i = \mathbb{P}\{N = i\} (i \geq 0)$ とする。定常状態における行列長を $Q = (N - s)^+$ 、待ち時間を W で表す。システムへの負荷が非常に軽いとき ($\rho \rightarrow 0$) と、非常に重いとき ($\rho \rightarrow 1$) については、特性量の漸近的な挙動に関する極限定理が成り立つ。軽負荷時の $M/G/s$ 待ち行列に対しては、次の極限定理が成り立つ。

$$\lim_{\lambda \rightarrow 0} \frac{\pi_i}{\lambda \pi_{i-1}} = \frac{1}{i\mu}, \quad i = 1, \dots, s, \quad (3.11)$$

$$\lim_{\lambda \rightarrow 0} \frac{\pi_{s+i}}{\lambda \pi_s} = a(s), \quad (3.12)$$

$$\lim_{\lambda \rightarrow 0} \frac{\mathbb{E}[W]}{\mathbb{P}\{W > 0\}} = a(s), \quad (3.13)$$

ただし

$$\lim_{\lambda \rightarrow 0} \frac{\rho \pi_{s-1} - \pi_s}{\lambda \pi_s} = a(s) - \frac{1}{s\mu}, \quad i = 1, \dots, s. \quad (3.14)$$

一方、重負荷時の $GI/G/s$ 待ち行列に対しては、次の極限定理が成り立つ。

$$\lim_{\rho \rightarrow 1} \mathbb{P}\{W \leq t\} \approx 1 - \exp\left\{-\frac{2\lambda(1-\rho)}{c_a^2 + \rho^2 c_s^2} t\right\}, \quad t \gg 0, \quad (3.15)$$

$$\lim_{\rho \rightarrow 1} (1-\rho)\mathbb{E}[W] = \frac{c_a^2 + c_s^2}{2s\mu}. \quad (3.16)$$

ただし、 c_a, c_s は、それぞれ、到着時間間隔分布とサービス時間分布の変動係数を示す。

以下では、 $M/G/s$ 待ち行列のサービス時間分布の一般性を明示するために、 $W \equiv W(G)$ と表し、式 (3.10) と同様に、平均待ち時間を $\mathbb{E}[W(G)] \equiv EW(G)$ と表す。また、 $M/G/s$ 待ち行列と $M/M/s$ 待ち行列に対する平均待ち時間の比

$$R(G) = \frac{EW(G)}{EW(M)},$$

を導入する。平均待ち時間 $EW(G)$ は、軽・重負荷時には自明な振る舞い

$$\lim_{\rho \rightarrow 0} EW(G) = 0, \quad \lim_{\rho \rightarrow 1} EW(G) = +\infty,$$

しか示さないが、 $R(G)$ については自明でない漸近的性質を示す。

$$R(G)|_{s=1} = \frac{1}{2}(1 + c_s^2), \quad \lim_{\rho \rightarrow 0} R(G) = s\mu a(s).$$

$$\lim_{s \rightarrow \infty} R(G) = 1, \quad \lim_{\rho \rightarrow 1} R(G) = \frac{1}{2}(1 + c_s^2).$$

3.3.3 平均待ち時間の近似

$M/M/s$ 待ち行列系とは異なり, $M/G/s$ 待ち行列系については平均待ち時間の厳密解 $EW(G)$ が用意されていない. そこで, 近似式を用いて $EW(G)$ を導出するのが一般的である.

$M/G/s$ 待ち行列の平均待ち時間 $EW(G)$ に対する近似は, 次の 2 種類に大別できる.

- (1) 定常状態確率 $\{\pi_i\}_{i=0}$ に対する近似の副産物として得られる近似
- (2) 既知の厳密解を極限定理などの整合性を満たすように組合せ・修正することで得られる近似

本研究では種別 (2) に属する, Kimura の近似式を用いる. 以下に kimura の近似式を示す.

$$EW(M/G/s) \sim \frac{1 + c_s^2}{2c_s^2 + \frac{1 - c_s^2}{R(s, \rho)}} EW(M/M/s). \quad (3.17)$$

ここで $EW(M/M/s)$ は問題にしている $M/G/s$ 待ち行列系と同じ窓口数, 平均サービス時間ならびにトラフィック密度をもつ $M/M/s$ 待ち行列系の平均待ち時間であり, その解析解は

$$EW(M/M/s) = \frac{(s\rho)^s}{s!s\mu(1-\rho)^2} \left\{ \sum_{k=0}^{s-1} \frac{(s\rho)^k}{k!} + \frac{(s\rho)^s}{s!(1-\rho)} \right\}^{-1}, \quad (3.18)$$

である. また式 (3.17) の $R(s, \rho)$ は次のように定義される.

$$\begin{aligned} R(s, \rho) &= \frac{1}{2} \{1 + \phi(s, \rho)\psi(s, \rho)\}, \\ \phi(s, \rho) &= \frac{(1-\rho)(s-1)(\sqrt{4+5s}-2)}{16s\rho}, \\ \psi(s, \rho) &= 1 - \exp \left[\frac{-(s-1)}{(s+1)\phi(s, \rho)} \right]. \end{aligned}$$

近似公式 (3.17) は, $M/G/1$, $M/M/s$, $M/D/s$ 待ち行列に対しては厳密解を与え ($M/D/s$ はポアソン到着でサービス時間が一定値であることを示す), $s \rightarrow \infty$ または $\rho \rightarrow 1$ のとき正確な漸近的性質を持つ. またその近似精度は, 殆どの (s, ρ) ペアに対して, 相対誤差にして 1% 未満であることも確かめられている. 詳細は $M/G/s$ 待ち行列の近似式の有効性について [5] を参照されたい.

第 4 章

配車型タクシーサービスの待ち行列モデル

4.1 提案モデル

第 4 章では配車型タクシーサービスの待ち行列モデルについて述べる。

本研究では、1 つの窓口を 1 台のタクシーをみなし、複数のタクシーから構成される待ち行列システムを考える。半径 R の円盤領域内にランダムに配置された s 台のタクシーにより乗客にサービスを提供する。乗客は到着率 λ のポアソン分布に従って、領域内のランダムな位置に発生するものとし、空車のタクシーのなかで最も乗客に近いタクシーを配車する。また、到着する乗客に対し、1 回の配車で 1 組に対してサービスを行うものとする。一般的な待ち行列モデルでは、客が発生した際に全ての窓口がサービス中であれば、客は待ち室に入り順番待ちをすることになる。しかし本研究モデルにおいては、乗客が固定の場所に集まることはないため、物理的な待ち室は存在しない。そこで本研究モデルでは仮想の待ち室を考え、待ち室の先頭にいる乗客から順にサービスを開始するものとする。詳細は 4.2 節で述べるが、サービス時間は、乗客発生時に空車のタクシーが存在するか否かによって定義が異なる。乗客発生時に空車のタクシーが存在する場合は、乗客が発生してから乗客の元に配車されるまでの時間（ピックアップ時間）と乗車してから目的地に到着するまでの時間（乗車時間）の和と定義する。乗客発生時に全てのタクシーが満車である場合は、タクシーが空車になり乗客を乗せることができる状態になってから乗客の元に配車されるまでの時間（ピックアップ時間）と、乗車してから目的地に到着するまでの時間（乗車時間）の和と定義する。この際のピックアップ時間は前の客の目的地と乗客の発生場所の距離によって決まるため、前の乗客に依存すると言える。したがってサービス時間の独立性は保証されない。乗車時間は東京ハイヤー・タクシー協会実施のアンケート [6] に従う範囲内でランダムである。サービス終了後のタクシーの動きについては 4.2 節で述べる。したがって、本研究におけるサービスモデルはサービス時間の独立性を仮定しない $M/G/s$ 待ち行列モデルである。図 4.1 に提案モデルの概要を示す。

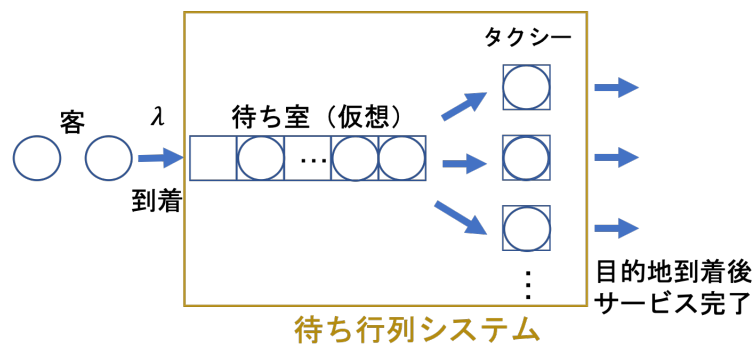


図 4.1 提案モデルの概要.

4.2 提案モデルにおけるサービス規律

本節では 4.1 節で述べた提案モデルのサービス規律について図を交えながら述べる. はじめに乗客発生時に空車のタクシーが存在する場合のサービス規律について述べる. その後, 乗客発生時に全てのタクシーが満車で待ち室に入る場合のサービス規律について述べる.

- 乗客発生時に空車のタクシーが存在する場合

乗客発生時に待ち室に待ち行列が形成されていなく, 空車のタクシーが存在している場合, 乗客が発生した時点でサービスが開始される. (図 4.2①) 乗客には最も近くにいる空車のタクシーが配車され (図 4.2②), 目的地に到着後サービスが終了する (図 4.2③,④). したがって, この場合のサービス時間は, 図 4.2 の①から④までである. 以上をまとめると, 図 4.3 のように表され, 乗客発生時に空車のタクシーが存在する場合の待ち時間は 0 であるとしている.

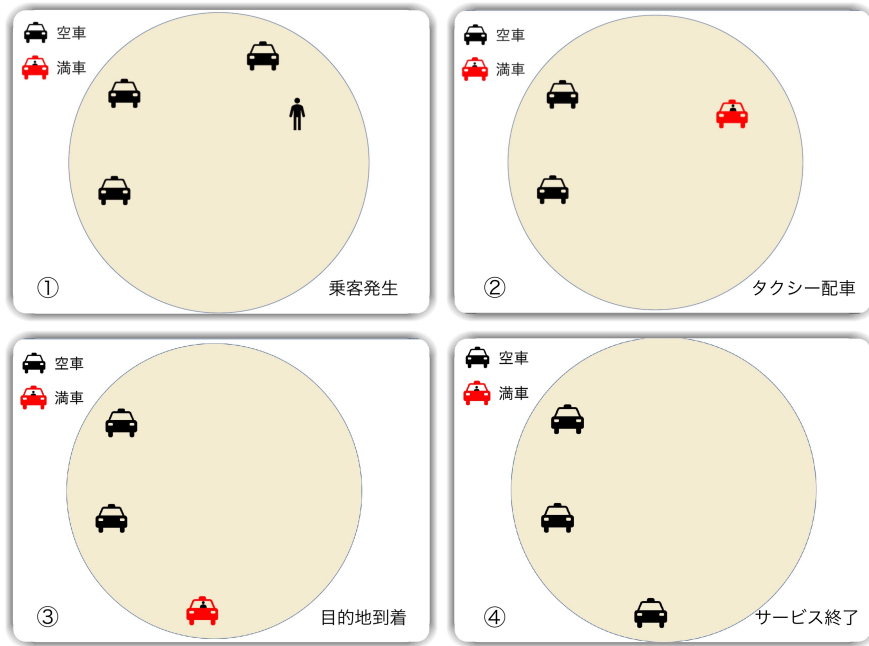


図 4.2 乗客発生時に空車のタクシーが存在する場合.

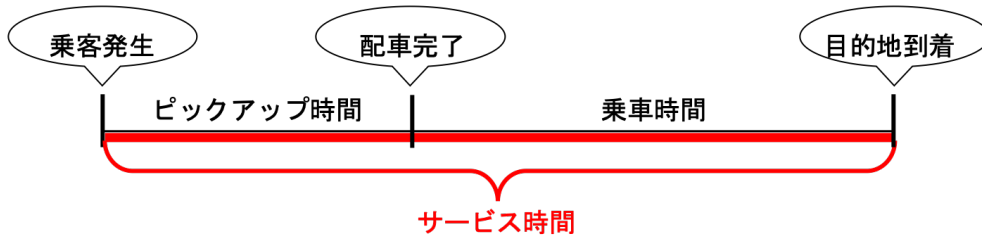


図 4.3 乗客発生時に空車のタクシーが存在する場合のサービス時間.

● 乗客発生時に空車のタクシーが存在しない場合

乗客発生時に空車のタクシーが存在していない場合、乗客は仮想の待ち室に入り待ち行列を作る (図 4.4②)。このとき乗客の位置情報と待ち室内での順番が与えられ、タクシーが空車になり次第、待ち行列の先頭から順番にサービスが開始され乗客の元に配車される (図 4.4③)。目的地到着後にサービスは終了する。したがって、この場合のサービス時間は、図 4.4③から⑥までである。以上をまとめると、図 4.5 のように表され、乗客発生時に空車のタクシーが存在しない場合には待ち時間が発生するものとしている。

また、サービス終了後のタクシーの行動についても述べる。サービス終了後に領域外にいる場合は、領域の中心に向かって戻るようにする (図 4.6 参照)。その理由は、本サービスモデルでは乗客に最も近いタクシーが配車される規律になっており、サービス終了後に領域外に留まり続けるとそれ以降配車される可能性が低くなるため、それを防ぐためである。サービス終了後に領域内にいる場合でも、前の乗客の目的地による次の乗客へのサービス時間への影響を極力小さくするために、同様に中心に向かって戻るものとする。

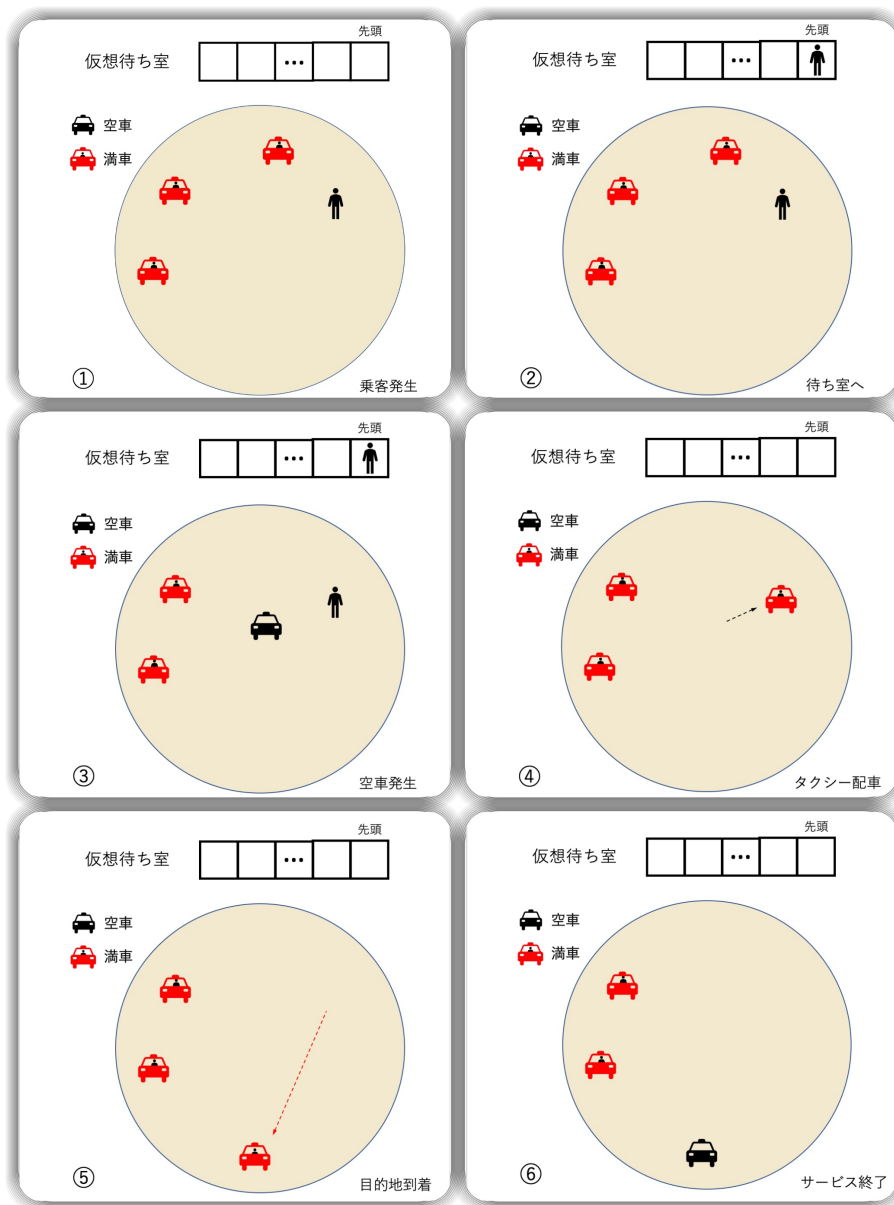


図 4.4 乗客発生時に空車のタクシーが存在しない場合.

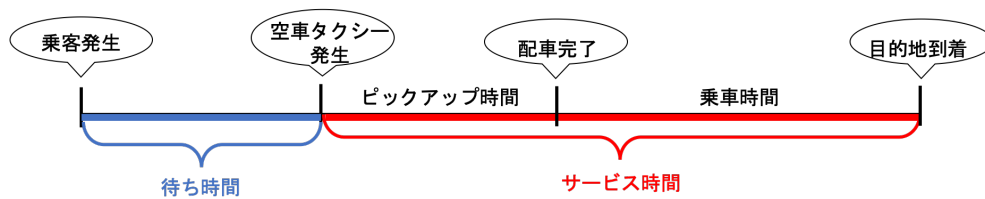


図 4.5 乗客発生時に空車のタクシーが存在しない場合のサービス時間.

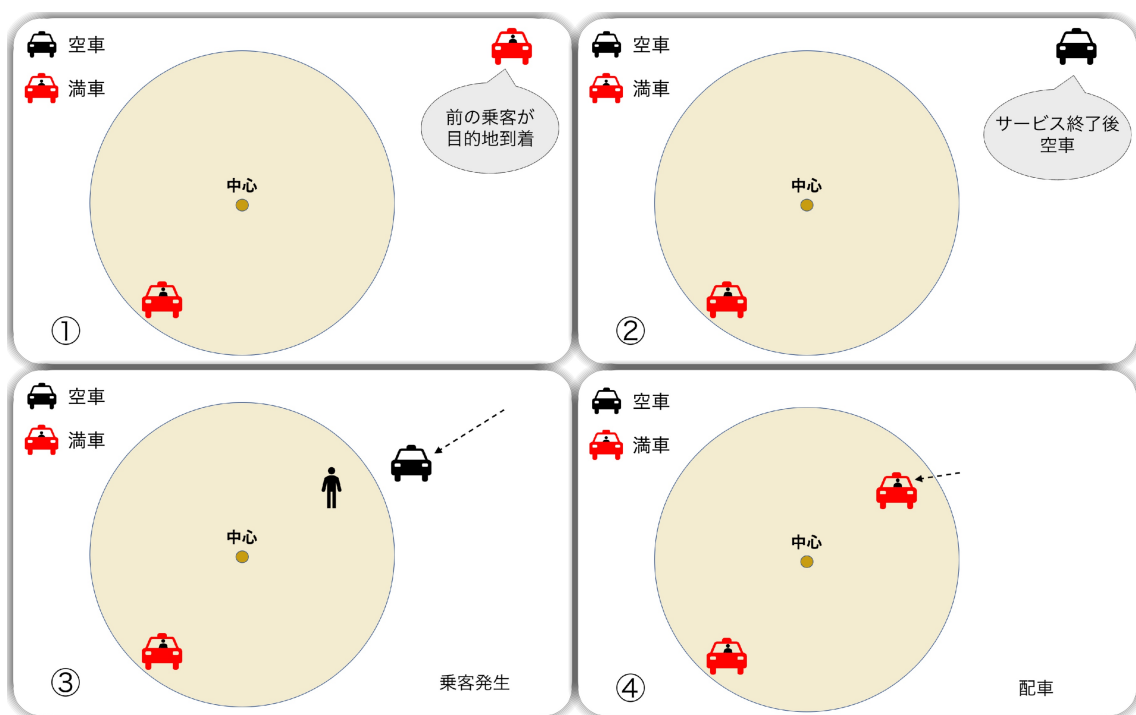


図 4.6 前の乗客の目的地が領域外であった場合の、サービス終了後のタクシーの行動。

第 5 章

シミュレータの信頼性の検証

本章では、第 4 章で述べた配車型タクシーサービスの待ち行列モデルをもとに作成したシミュレータの精度を検証するために、 $M/G/1$ 待ち行列の平均待ち時間の厳密式との比較を行う。 $M/G/1$ 待ち行列で比較を行う理由としては、 $M/G/s$ 待ち行列の場合、平均待ち時間の厳密式が存在せず近似式を用いて比較を行わなくてはならない一方で、 $M/G/1$ 待ち行列の場合、平均待ち時間の厳密式が存在するため、信頼性を検証する上でより適当なためである。なお、シミュレーションにおけるサービス時間の独立性を保証するために、タクシーは円盤領域の中心に位置するものとし、サービス時間は前後の客に互いに依存しないものとする。

5.1 シミュレーション条件

シミュレータ上でタクシー台数を 1 台に固定し、到着率を変化させてシミュレーション結果と厳密式の結果のそれぞれについて平均待ち時間の比較を行う。 $M/G/1$ 待ち行列の厳密式は、3.2.3 節で示した (3.8) 式を用いる。シミュレーション条件は以下の表 5.1 で示す。

表 5.1 シミュレーション条件.

シミュレーション時間	100 万時間
円盤領域の半径	5km
タクシーの発生場所	円盤領域の中心
タクシーの走行速度	20km/h
乗客の発生場所	領域内
乗客の目的地	領域内

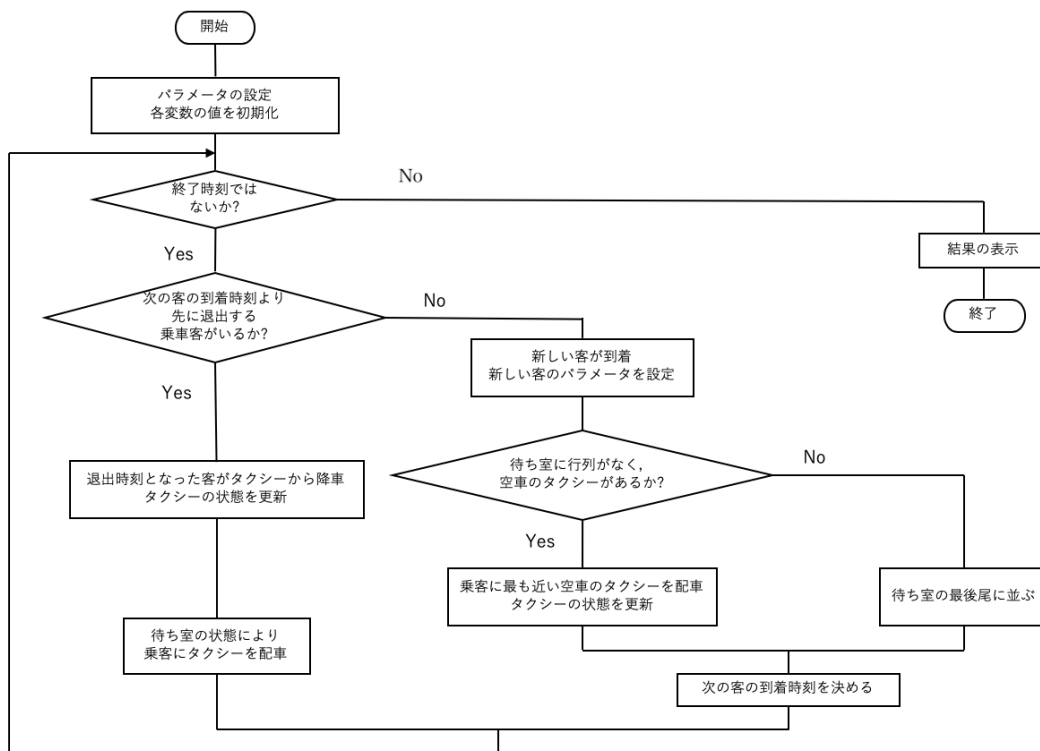


図 5.1 シミュレータのフローチャート.

本研究では、配車型タクシーサービスの待ち行列モデルを評価するために、表 5.1 に示した条件のもと C 言語を用いてシミュレータを作成した。本研究で作成したシミュレータはイベント駆動型シミュレーションを採用している。イベント駆動型シミュレーションとは、イベントに対応する形で処理を実行するシミュレーション方式である。作成したシミュレータのフローチャートを図 5.1 に示す。

表 5.2 シミュレータと厳密式の比較.

到着率	シミュレータで求めた平均待ち時間 [分]	厳密式で求めた平均待ち時間 [分]	相対誤差
0.1	0.751531	0.750157	0.183%
0.2	1.572472	1.576563	0.260%
0.3	2.490644	2.492408	0.071%
0.4	3.510192	3.509643	0.016%
0.5	4.652502	4.651016	0.032%
0.6	5.939934	5.9344213	0.093%
0.7	7.407876	7.393989	0.187%
0.8	9.095551	9.070885	0.271%
0.9	11.042126	11.007038	0.318%
1.0	13.322144	13.277243	0.337%

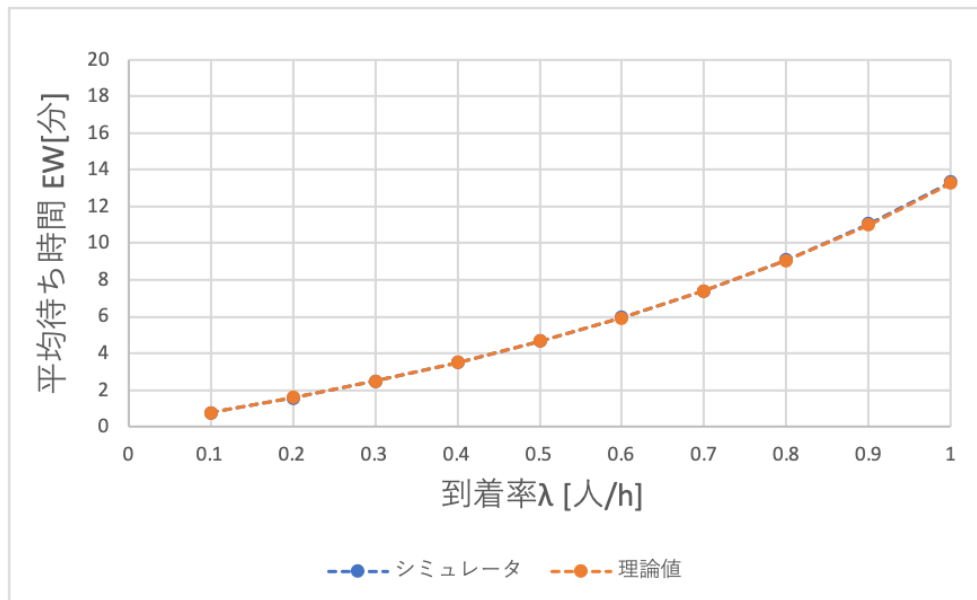


図 5.2 シミュレータと厳密式の比較.

5.2 比較結果

表 5.2 と、図 5.2 に比較結果を示す。

表 5.2, 図 5.2 より, シミュレータと $M/G/1$ 待ち行列の厳密式の誤差は最大でも 0.337% であり, 両者の値は概ね一致していると言える. したがって, $M/G/1$ 待ち行列の条件下ではシミュレータの信頼性が示されたと言える.

第 6 章

必要車両数の導出

本章では千葉市における必要なタクシー台数（必要車両数）を導出した結果を示す。まず必要車両数の定義を示し、次に、必要車両数を導出する上で必要な千葉市のタクシー需要を時間帯別に算出する。その後シミュレーション条件、シミュレーション結果を示す。シミュレーション結果は、以下の 2 つを示す。まず、1 時間あたりのタクシー利用組数を変化させて必要車両数を観察する。続いてタクシー台数と平均待ち時間、タクシー台数と平均待ち行列長、タクシー台数と平均サービス時間の関係性を示し、必要車両数の妥当性を検証する。

6.1 必要車両数の定義

1.2 節で述べたように、利益の最大化と乗客の利便性の観点から、配車型タクシーサービスにおいて重要なのは極力少ない台数で待ち時間を一定時間内に収めることである。そこで、本研究では必要車両数を「シミュレータ上で乗客の平均待ち時間が 1 分以下となる最小の車両数」と定義する。

例えば、乗客が平均 10[人/h] 到着する条件では、表 6.1 と図 6.1 が示すようにタクシー台数が 13 台の場合に平均待ち時間が 0.684335 分となり、1 分以下となる最小の台数となるため、この場合の必要車両数は 13 台となる。

表 6.1 必要車両数の例.

タクシー台数 [台]	平均待ち時間 [分]
8	31.76799
9	7.233837
10	4.013125
11	2.002883
12	1.200555
13	0.684335
14	0.344553

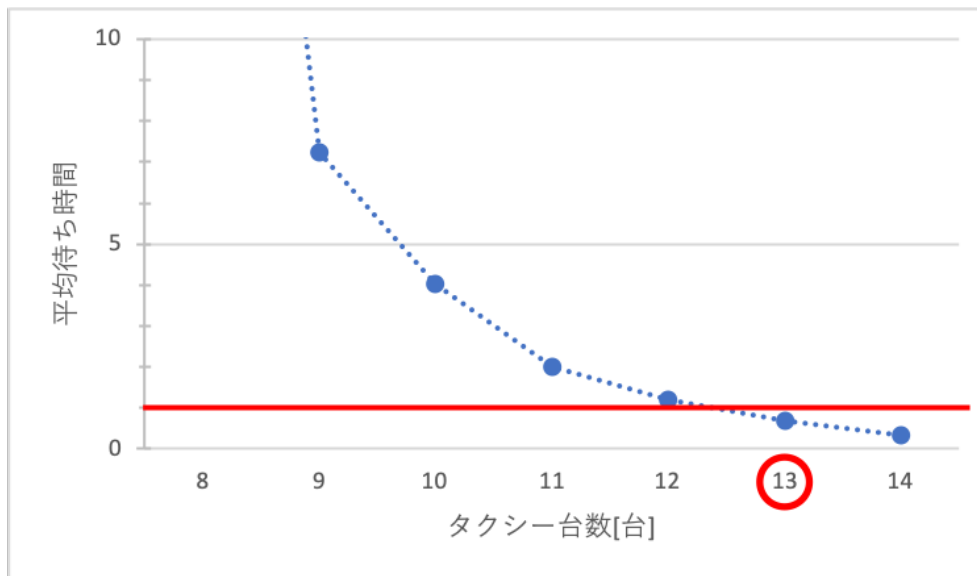


図 6.1 必要車両数の例.

6.2 タクシー乗車距離の算出

本節では東京ハイヤー・タクシー協会が実施したアンケートをもとに、乗車距離分布の算出法について述べる。図 6.2 は東京ハイヤー・タクシー協会が実施した、タクシー乗車 1 回あたりの利用額のアンケート結果である。このアンケート結果と距離運賃を用いて乗車距離分布を算出する。東京都特別区・武三交通圏の距離運賃は、初乗り 1.052km まで 420 円、以降 233m を増すごとに 80 円加算される。以上を踏まえて作成した乗客の距離分布を図示したものが図 6.3 である。なお、乗客の最短乗車距離は 0.5km、最長乗車距離は 50km としている。

問5. 平均1回あたりのご利用額は、次のどれですか？

- イ. 410円(基本運賃)以下 ロ. 1,000円位 ハ. 1,000円～2,000円
- ニ. 2,000円～5,000円 ホ. 5,000円～9,000円 ヘ. 9,000円以上

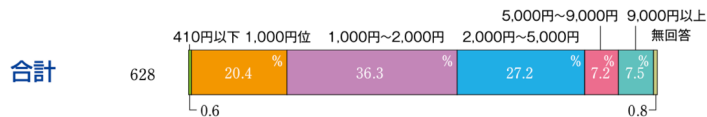


図 6.2 タクシー乗車1回あたりの利用額に関するアンケート。

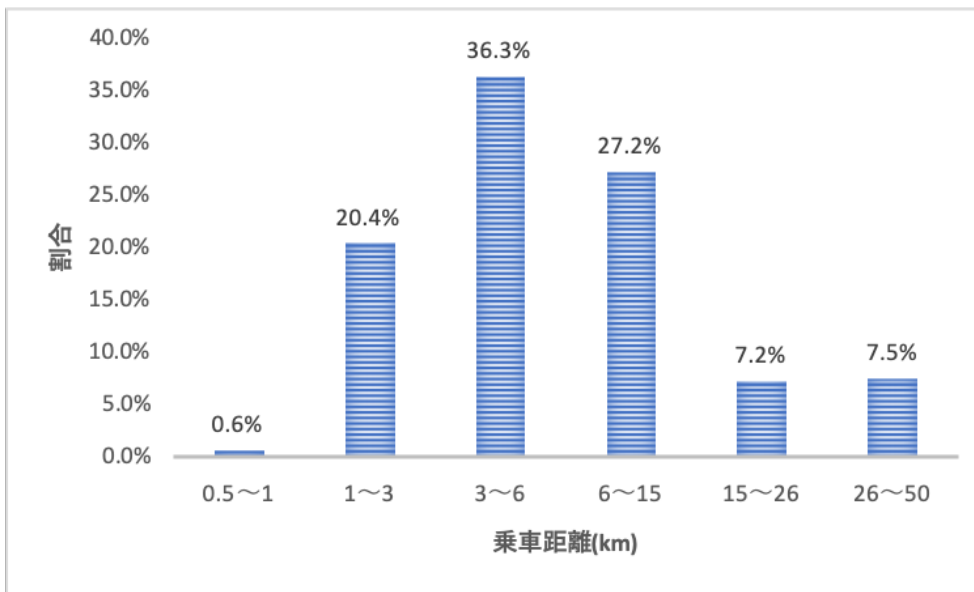


図 6.3 タクシー乗車距離の分布。

6.3 千葉市における時間帯別タクシー需要の算出。

本節では、タクシー需要を算出する。必要車両数を求める上でシミュレータを用いて平均待ち時間を求める必要があるのは前述の通りだが、平均待ち時間を求める上で乗客の到着間隔を入力する必要がある。そこで、千葉市におけるタクシー需要を算出し、その結果をシミュレータ上に反映させる。タクシー需要は時間帯によって変化するのが一般的なので、時間帯別のタクシー需要を算出する。時間帯別タクシー需要を算出する上で、千葉市統計資料 [7] から得られた年間タクシー利用者数と、東京ハイヤー・タクシー協会実施の乗客の利用時間帯に関するアンケート [6] を利用する。

千葉市統計資料 [7] より、千葉市における平成 29 年度の年間タクシー利用者数は 7,192 千人である。したがって 1 日あたりの利用者数は 19,704 人である。また、東京のタクシー 2019 [8] よりタクシー利用 1 組あたりの平均人数は 1.66 人であるため、1 日あたりのタクシー利用組数は、11,870 組である。これと図 6.4 に示す利用時間帯の分布を用いると時間帯別のタクシー利用組数を算出することができる。表 6.2 と図 6.5 に千葉市における時間帯別タクシー利用組数を示す。なお、利用時間帯の割合を求める

問4 よく利用する時間帯を教えてください(複数選択可)

回答対象者656人(うち無回答202人)

選択肢	回答	回答数	割合
1	11時～14時	80	9.1%
2	14時～17時	83	9.5%
3	17時～20時	79	9.0%
4	20時～23時	154	17.6%
5	23時～2時	150	17.1%
6	2時～5時	27	3.1%
7	5時～8時	40	4.6%
8	8時～11時	61	7.0%
9	無回答	202	23.1%
計		876	100.0%

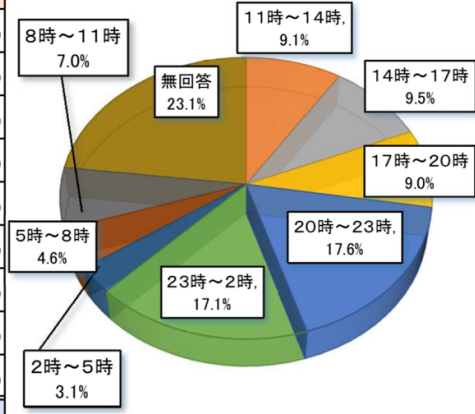


図 6.4 利用時間帯に関するアンケート.

際, 無回答は除外して算出している.

表 6.2 千葉市における時間帯別タクシー需要.

時間帯	割合	タクシー利用組数 [組/h]
2時～5時	4.0%	159
5時～8時	5.9%	235
8時～11時	9.1%	358
11時～14時	11.9%	470
14時～17時	12.3%	487
17時～20時	11.7%	464
20時～23時	22.8%	904
23時～2時	22.3%	881
合計	100%	11870

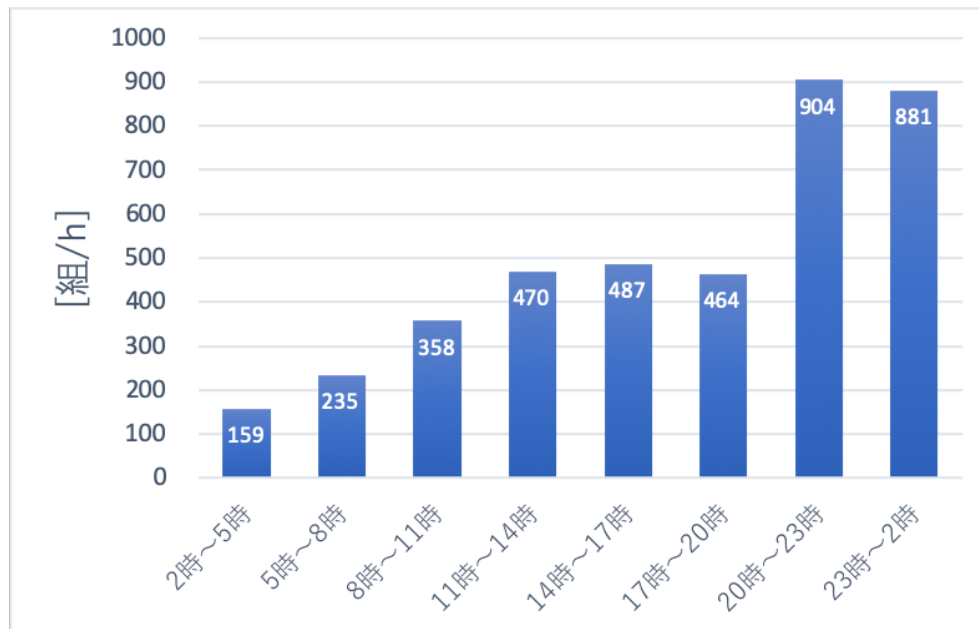


図 6.5 千葉市における時間帯別タクシー需要.

表 6.2, 図 6.5 より, 千葉市におけるタクシー利用組数は, 最も少ない 2 時～5 時で 159[組/h], 最も多い 20 時～23 時で 904[組/h] であることが読み取れる. したがって, シミュレータに入力する平均到着間隔は, 1/100[h] から 1/900[h] まで 1/100[h] 間隔で変化させるものとする.

6.4 シミュレーション条件

本シミュレーションは, 千葉市における必要車両数を導出することが目的であるので, 対象となる円盤領域の半径は千葉市がおおよそ収まる大きさである 7km とする. この円盤領域内で乗客が発生するものとし, 乗客の発生はポアソン分布に従う. 乗客の平均到着間隔は 6.3 節で求めたように, 1/100[h] から 1/900[h] まで 1/100[h] 間隔で変化させる. 乗車距離は図 6.3 に示した分布に従うので, 乗客のサービス時間はこの乗車距離からタクシーの走行速度 (20km/h) の商となり, 一般分布となる. 表 6.3

表 6.3 シミュレーション条件.

シミュレーション時間	100 万時間
円盤領域の半径	7km
タクシーの走行速度	20km/h
乗客の発生場所	領域内
乗客の目的地	領域外の可能性あり

にシミュレーション条件を示す.

表 6.4 必要車両数.

平均到着組数 [組/h]	必要車両数 [台]
100	115
200	226
300	337
400	447
500	559
600	670
700	780
800	891
900	1002

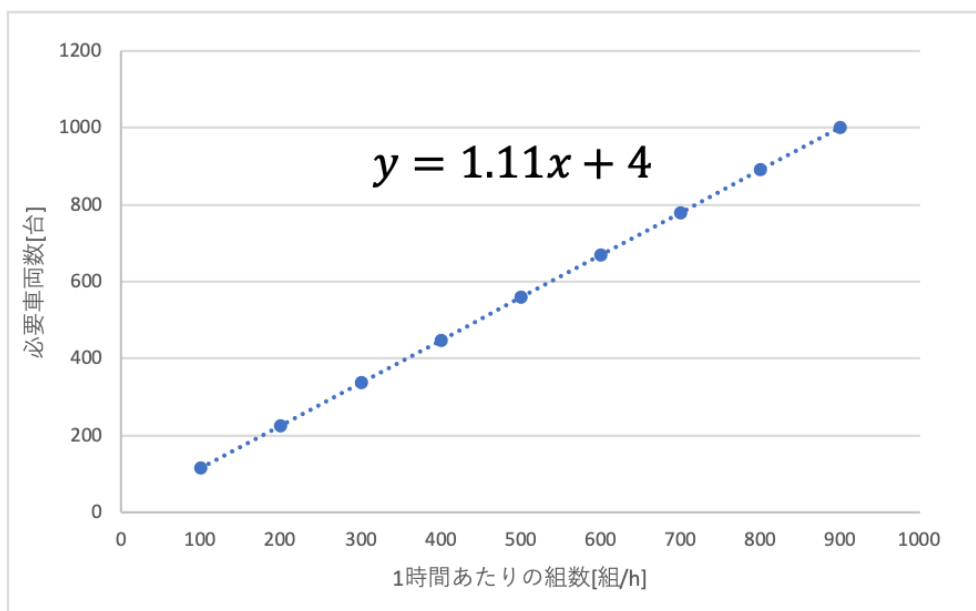


図 6.6 必要車両数.

6.5 シミュレーション結果

6.5.1 1時間あたりの利用組数を変化させて必要車両数を観察

6.4節で示した条件をもとにシミュレーションを行った結果を表 6.4, 図 6.6 に示す. なお, x 軸を 1 時間あたりの平均到着組数, y 軸を必要車両数としている.

図 6.6 に示したシミュレーション結果より, 次のことがわかる. 1 時間あたりの平均到着組数と必要車両数の関係はおおよそ線形で表現でき, x 軸を 1 時間あたりの平均到着組数, y 軸を必要車両数とすると, $y = 1.11x + 4$ で表せる. したがって, 1 時間あたりの平均到着組数がわかれば, 平均待ち時間を 1 分以下にするための車両数が求められることが示せた.

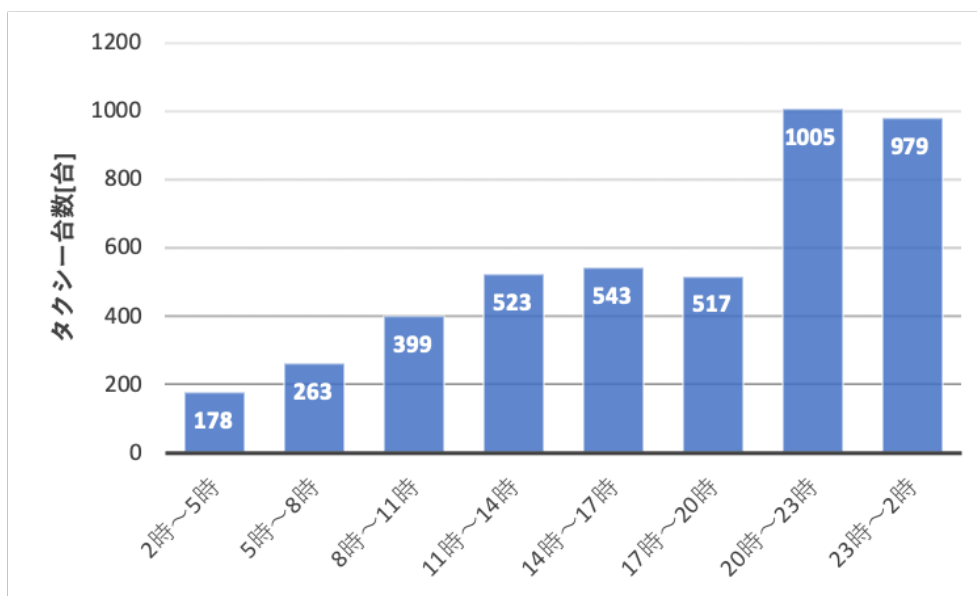


図 6.7 千葉市における時間帯別の必要車両数.

表 6.5 タクシー台数と平均待ち時間の関係.

タクシー台数 [台]	平均待ち時間 [分]
111	383.767046
112	8.528784
113	2.977627
114	1.609069
115	0.553241
116	0.396841

6.5.2 千葉市における時間帯別の必要車両数

図 6.5 で示した千葉市における時間帯別タクシー需要と、図 6.6 で示した必要車両数の導出式から、図 6.7 に千葉市における時間帯別の必要車両数を示す。

6.5.3 タクシー台数と平均待ち時間の関係

続いて、必要車両数の妥当性を検証するために、1 時間あたりの平均到着組数を 100[組] にしたときのタクシー台数と平均待ち時間の関係を表 6.5、図 6.8 に示す。

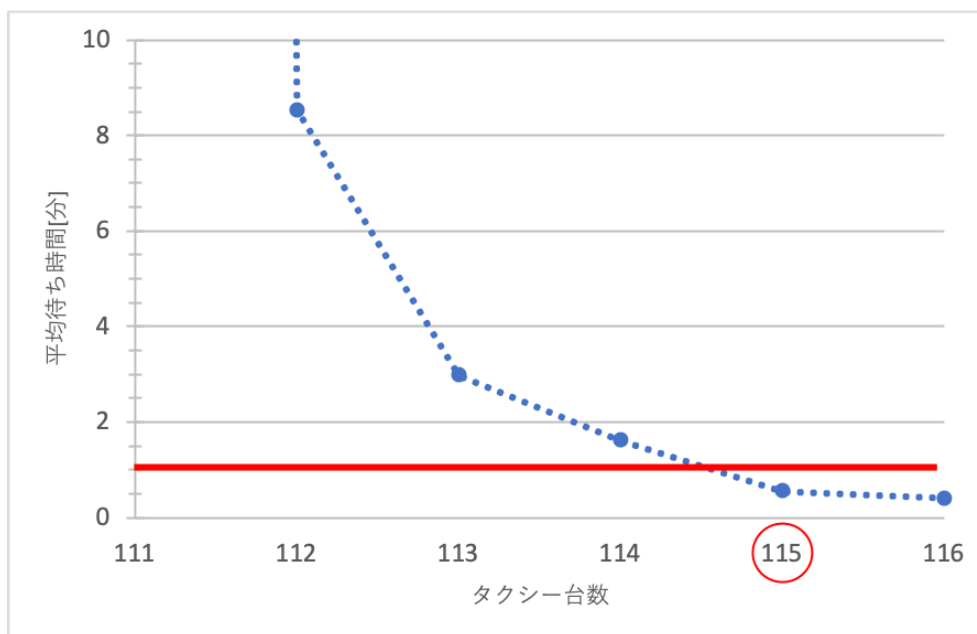


図 6.8 タクシー台数と平均待ち時間の関係.

表 6.6, 図 6.9 より, タクシー台数が増えていくにしたがって平均待ち時間は減少し, 0 に向かって収束していく様子が確認できる. タクシー台数が 111 台のときに着目すると, 383.767046 分と非常に大きな値となっている (実際は値は収束しておらず, シミュレーション時間を長くするとさらに平均待ち時間は増える) ことから, 本モデルは 115 台からわずか 4 台減るだけでシステムが破綻する危険性があることが示された.

表 6.6 タクシー台数と平均待ち行列長の関係.

タクシー台数 [台]	平均待ち行列長
111	518.068294
112	15.243549
113	6.171433
114	2.598273
115	0.858188
116	0.720023

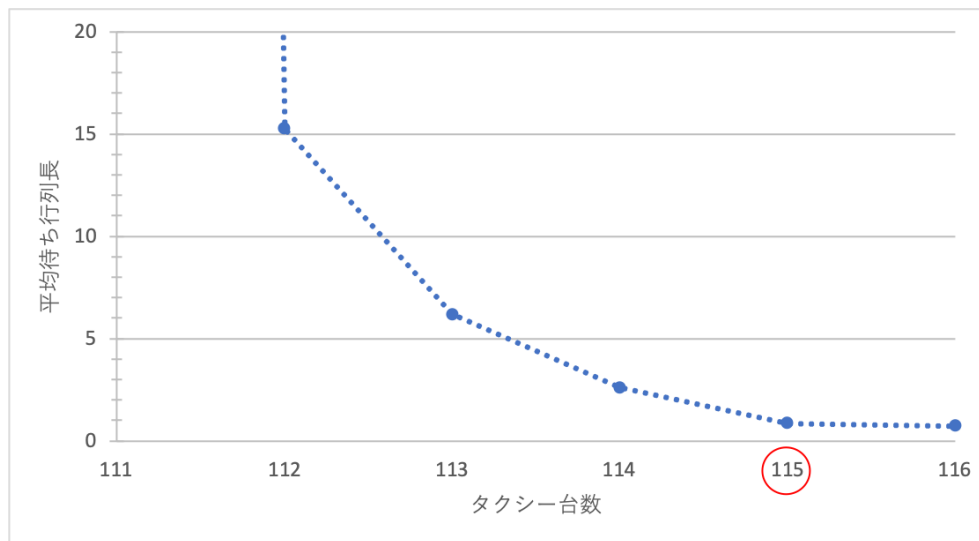


図 6.9 タクシー台数と平均待ち行列長の関係.

6.5.4 タクシー台数と平均待ち行列長の関係

同様に、1時間あたりの平均到着組数を 100[組]にしたときのタクシー台数と平均待ち行列長の関係を表 6.6, 図 6.9 に示す。

表 6.6, 図 6.9 より、平均待ち行列長もタクシー台数の増加にしたがって減少し、0 に向かって収束していく様子が確認できる。また、平均待ち時間の時と同様に、111 台のときの平均待ち行列長の値は非常に大きくなっており、システムが破綻する危険性があることが確認できる。

表 6.7 タクシー台数と平均サービス時間の関係.

タクシー台数 [台]	平均サービス時間 [分]
111	60.728031
112	44.839475
113	42.774822
114	41.910539
115	40.927677
116	40.722303

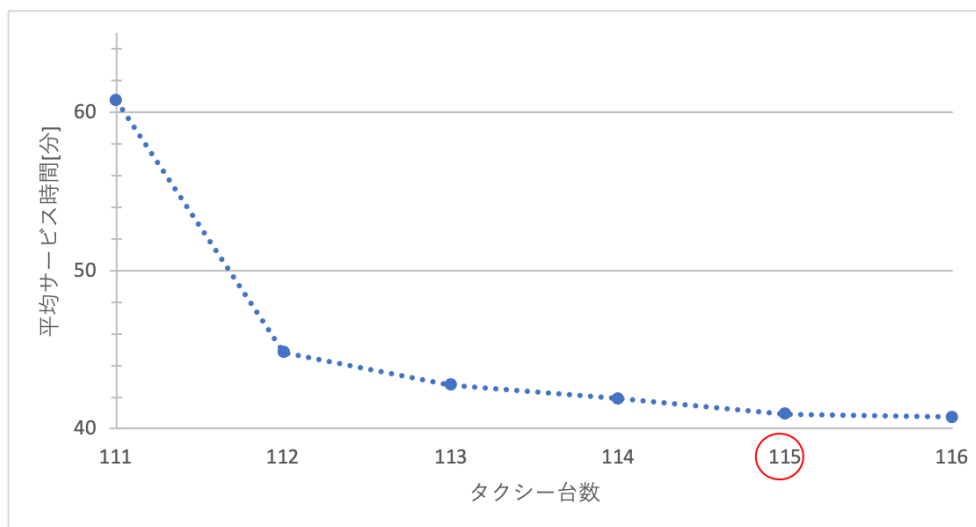


図 6.10 タクシー台数と平均サービス時間の関係.

6.5.5 タクシー台数と平均サービス時間の関係

同様に、1時間あたりの平均到着組数を 100[組] にしたときのタクシー台数と平均待ち行列長の関係を表 6.7, 図 6.10 に示す.

表 6.7, 図 6.10 より、平均サービス時間もタクシー台数の増加にしたがって減少している様子が確認できる。タクシー台数が 111 台のときに注目すると、平均サービス時間は 60.728031 分と、タクシー台数が 112 台以上の時と比べて大きな値になっている。4.2 節で述べたように、サービス時間はピックアップ時間と乗車時間の和と定義されている。乗車距離は図 6.3 で示した分布に従うので、乗車時間はタクシーの台数や到着率には影響されない。したがって、平均サービス時間の増加の原因は、ピックアップ時間の増加と考えられる。ピックアップ時間は、乗客発生時に空車が存在しない場合に増加する傾向にある。空車のタクシーが複数存在している場合は、空車のタクシーの中で最も乗客に近いタクシーが配車されるため、効率の良い配車が行われる。しかし、空車のタクシーが存在していない場合は、位置に関係なく最初に空車になったタクシーが配車される仕組みになっているため、効率の悪い配車が行われる可能性が高まる。全てのタクシーが満車になると、平均サービス時間が増え、その間に到着する乗客が行列を増やし、待ち時間が長くなるという悪循環につながる。このように、配車型タクシーサービスは、ごく短い待ち時間で快適に利用できる状態から、わずかな需要の増加により、いつま

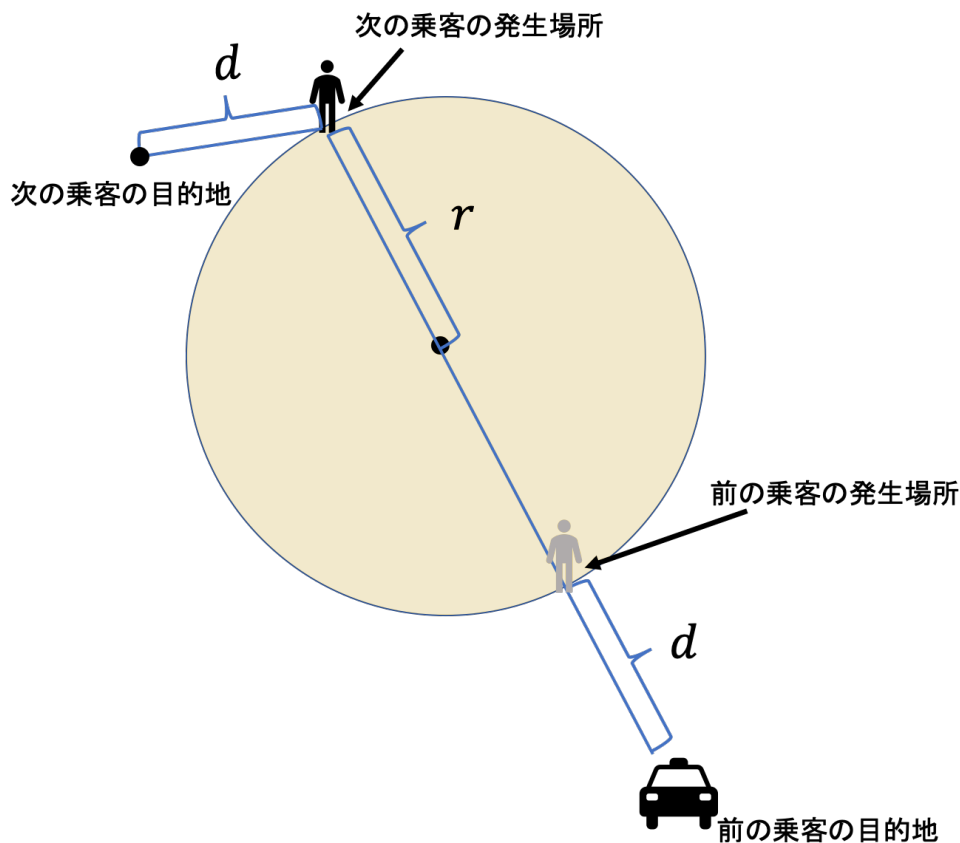


図 6.11 最もサービス時間が長くなる場合.

でたっても配車されない飽和状態にシステムが陥る危険性があることが確認された。このため、多少の需要の変動を見込んで、タクシーをやや冗長に用意しておく必要がある。

6.6 必要な車両数の安全側の算出法

本節では、なるべく簡易な手法で、必要なタクシー台数を安全側に算出する手法について考察する。配車型タクシーサービスを待ち行列システムでモデル化した際のサービス時間は、「窓口（タクシー）に空きがある場合」と「窓口（タクシー）に空きがない場合」とで異なり、後者の方が平均サービス時間が長い。この点に留意し、本節では、「常に、窓口（タクシー）に空きがない」ことを仮定して平均サービス時間を見積もり、タクシー台数を安全側に算出することとする。この手法で算出した車両数を「安定車両数」と呼ぶ。

6.6.1 タクシーに空きがない場合の平均サービス時間の見積もり方

タクシー台数を安全側に算出する際のサービス時間を定義する上で、前の乗客がサービスを終え空車が発生してから、次の乗客がサービスを終わるまでのタクシーの移動距離について考える。なお、乗車距離については図 6.3 に示した乗車距離の分布の平均をとるものとする。乗車距離の平均を d 、領域の半径を r とすると、最もサービス時間が長くなるのは、タクシーの移動距離が $2d + 2r$ のときである（図 6.11 参照）。

しかし、このようなケースはほとんど生じないため、過剰にサービス時間を見積もっていると考える。したがって、タクシーの移動距離を $2d + r$ とする。タクシーの走行速度を v としたときサービス時間は $(2d + r)/v$ となり、本研究の条件に当てはめると、1.280241935 [h] となる。この値で安定車両数を導出する。

表 6.8 安定車両数.

平均到着組数 [組/h]	安定車両数 [台]
100	128
200	256
300	384
400	512
500	640
600	768
700	896
800	1024
900	1152

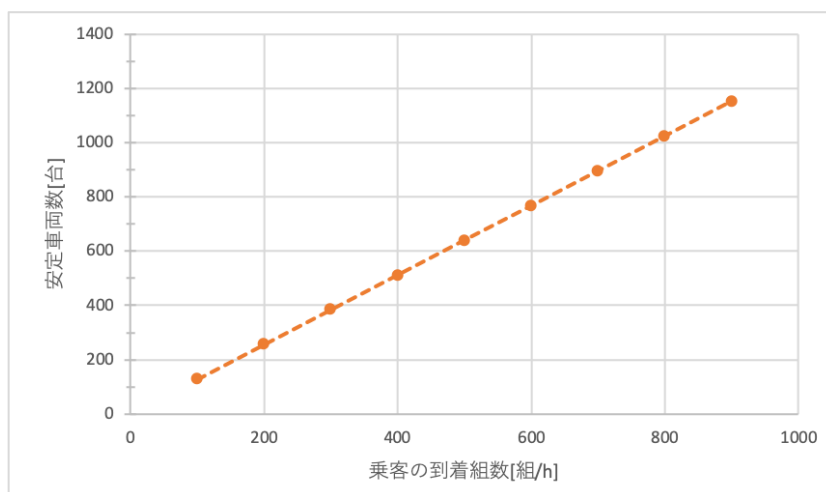


図 6.12 安定車両数.

表 6.9 必要車両数と理論上のタクシー需要の比較.

タクシー台数 [台]	平均待ち時間 [分]	平均待ち行列長 [人]
128	0.010967	0.024194

6.6.2 安定車両数の導出

6.6 節で定義したサービス時間を用いて導出した安定車両数と乗客到着組数の関係性を表 6.8, 図 6.12 に示す. また, 安定車両数の妥当性を確認するため, 平均到着組数が 100[組/h] のときのタクシー台数と平均待ち時間, 平均待ち行列長の関係性を表 6.9 に示す.

表 6.9 の結果から, 平均待ち時間も平均待ち行列長も 0 に近い値となっており, システムが破綻しない安全で 安定的な運用ができる車両数であると言える.

第 7 章

解析解の有効性の検証

本章では第 6 章で得られた結果を解析解を用いて導出することができるかを検討する。解析解を導出するにあたり、3.3.3 節で述べた、 $M/G/s$ 待ち行列モデルの平均待ち時間の近似公式である、Kimura の近似式 (3.17) を用いる。Kimura の近似式はサービス時間の独立性を仮定した $M/G/s$ 待ち行列モデルの近似式である一方で、第 4 章で述べたように、本研究のサービスモデルはサービス時間の独立性が保証されていない。また、配車型タクシーサービスを待ち行列システムでモデル化した際のサービス時間は、乗客発生時に空きの窓口が存在しているか否かで異なるが、一般の $M/G/s$ モデルではそのようなサービス時間の依存性は考えられていないため、解析解の有効性は不透明である。そこで、配車型タクシーサービスにおいてにおいて Kimura の近似式がどれほど有効であるのかを検証する。

7.1 シミュレーション条件

本節ではシミュレーション条件について述べる。近似値の有効性を検証する上で焦点になるのが、サービス時間の独立性である。本研究モデルでは、ピックアップ時間が前の乗客の目的地に依存するために、サービス時間の独立性が保証されない。本研究において行う検証では、乗客の発生と到着が行われる円盤領域が小さければ前の乗客の目的地が次の乗客のピックアップ時間に与える影響は小さくなると仮定し、円盤領域の半径を変化させてシミュレータで求めた平均待ち時間と Kimura の近似式の平均待ち時間の期待値を比較する。また東京ハイヤー・タクシー協会が実施した乗客の 1 回の利用額のアンケートから作成したタクシー乗車距離の分布を乗車距離に反映させる。以下の表 7.1 にシミュレーション条件を示す。

表 7.1 シミュレーション条件.

シミュレーション時間	100 万時間
乗客の平均到着間隔	20 分
タクシー台数	5 台
タクシーの走行速度	20km/h
乗客の発生場所	領域内
乗客の目的地	領域外の可能性あり

表 7.2 近似式とシミュレータの比較.

半径 [km]	近似式 [分]	シミュレータ [分]	相対誤差
2	0.937032	2.732558	66%
4	1.310631	3.395798	61%
6	1.961779	4.639045	58%
8	2.956924	6.607473	55%
10	4.734932	10.05162	53%
12	7.242046	14.870983	51%
14	12.215372	24.291795	50%
16	20.922968	40.800532	49%

7.2 シミュレーション結果

領域の半径を 2km から 16km まで変化させて Kimura の近似式とシミュレータのそれぞれについて平均待ち時間 [分] を評価した. 比較結果を表 7.2 と図 7.1 に示す. なお, オレンジのグラフは Kimura の近似式の平均待ち時間を, 青いグラフはシミュレータの平均待ち時間を, 緑のグラフはそれらの誤差率を示している.

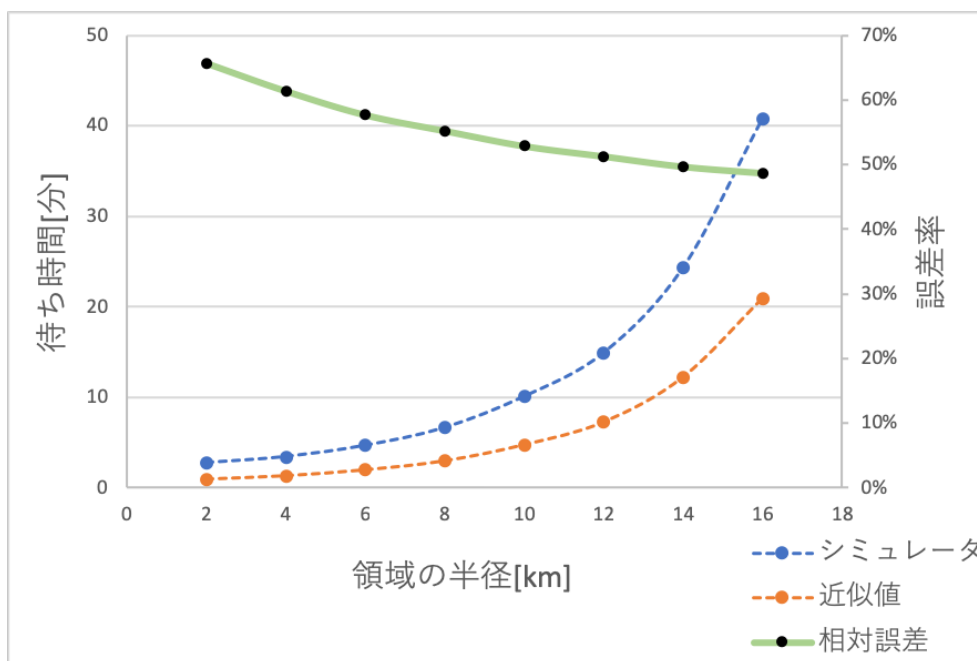


図 7.1 近似式とシミュレータの比較.

表 7.2 と図 7.1 から、シミュレータの値は領域の半径の大きさに関わらず近似式の値よりも大きくなること、近似式とシミュレータの相対誤差は半径が大きくなるにつれて緩やかに小さくなることが読み取れる。おおよそ千葉市全体が収まる半径 7km では、誤差率が 50% 台後半であり、配車型タクシーサービスにおいて解析解は有効とは言えない。したがって、 $M/G/s$ 待ち行列モデルに代わる、より適切な確率モデルを検討する必要がある。

第 8 章

結論

8.1 まとめ

本研究では、千葉市における必要車両数の導出と、配車型タクシーサービスにおける解析解の有効性の評価を行なった。前者では、千葉市におけるタクシー需要と必要車両数の関係性を示した結果、平均待ち時間を 1 分以下に収める必要車両数を導出した。しかし、この場合、ごく短い待ち時間で快適に利用できる状態から、わずかな需要の増加により、いつまでたっても配車されない飽和状態にシステムが陥る危険性があることが確認された。なるべく簡易な手法で、必要なタクシー台数を安全側に算出する手法について考察し、安全で安定的な運用を可能にする車両数を示した。後者では、対象領域の半径を変化させてシミュレーション結果と平均待ち時間の近似値を比較し、配車型タクシーサービスにおいては $M/G/s$ 待ち行列モデルによる近似解析解が有効でないことを示した。

8.2 今後の課題

本研究では、シミュレータを用いて配車型タクシーサービスの必要車両数の導出を行なったが、解析解での導出は難しかった。したがって、 $M/G/s$ 待ち行列モデルに代わる、より適切な確率モデルを検討する必要がある。また、本研究のサービスモデルは、乗客の到着間隔はポアソン分布に従い、発生場所はランダムである。しかし、実際にはある特定の時間・場所で大量に乗客が発生するような状況も考えられる。そのようなケースも考慮したサービスモデルとすることで、より現実に近いモデルを構築できると考える。また、乗客発生時に全タクシーが満車の場合、位置に関係なく最初に空車になったタクシーが待ち室先頭の乗客のもとに配車されるようになっている。これが配車の効率を悪化させており、タクシーの配車規律についても再検討の余地がある。

謝辞

本論文作成にあたり，指導教員である塩田茂雄教授に多大なるご指導をいただいたことに対し，深く感謝申し上げます。また，ご指導，助言をいただきました塩田研究室の皆様にも大変お世話になり，その上で本論文が完成したことをここに記し，感謝の意を伝えさせていただきます。

参考文献

- [1] 大原誠, 玉置久, 客獲得数向上のためのタクシー車両 配車問題のモデル化と目標エリア決定ルールの構成, 電気学会論文誌 C, Vol.132, No.10, pp.1545-1655, 2010.
- [2] 金月寛彰, 服部宏充. マルチエージェントシミュレーションによるタクシー営業戦略の改善シナリオの提案, 人工知能学会論文誌 Vol. 34, No. 3, pp. C-IA2-1-92, 2019
- [3] 塩田茂雄, 河西憲一, 豊泉洋, 会田雅樹, 待ち行列理論の基礎とその応用, 共立出版, 2014. 川島幸之助 (監修)
- [4] 木村俊一, 待ち行列の数理モデル, 朝倉書店, 2016
- [5] 木村俊一, M/G/s 待ち行列の近似式の有効性について, オペレーションズ・リサーチ, 1988 年 5 月号, pp. 20-22.
- [6] 東京ハイヤー・タクシー協会, タクシーに関するアンケート調査結果, <http://www.taxi-tokyo.or.jp/enquete/pdf/research2017.pdf>
- [7] 千葉県ホームページ, 「千葉県統計資料」
<http://www.city.chiba.jp/sogoseisaku/sogoseisaku/kikaku/tokei/30toukeisyo.html#XI%20運輸・通信>
- [8] 東京ハイヤー・タクシー協会, 東京のタクシー 2019, <http://taxi-tokyo.or.jp/datalibrary/pdf/hakusyo2019all.pdf>