

# 関西圏における COVID-19 の感染拡大率と外出人数の関係について

黒田大地<sup>1</sup>, 島田尚<sup>1,2</sup>

<sup>1</sup> 東京大学 工学系研究科 システム創成学専攻

<sup>2</sup> 東京大学 数理情報教育研究センター

## 概要

本研究では、関西圏の主要駅周辺での外出人数と COVID-19 の感染拡大率との関係について調べた。その結果は、1) 感染者の感染日から公表日までの遅れ時間が首都圏での同様の解析とほぼ同じの平均 14 日程度と推定されること、2) 関西圏での感染が収束方向に向かっている期間は外出人数が 2020 年 1 月比で 40% 程度以上減っている期間と一致すること 3) 大阪府内での感染者数に占める東京から流入した感染者の数は少ないこと、を示唆していると考えられる。

## The relationship between the spread of COVID-19 and the number of people around major stations in Osaka area

Daichi Kuroda<sup>1</sup>, Takashi Shimada<sup>1,2</sup>

<sup>1</sup> Department of Systems Innovation, Graduate School of Engineering, The University of Tokyo

<sup>2</sup> Mathematics and Informatics Center, The University of Tokyo

## Abstract

In this paper, we empirically study the relationship between the number of people observed around the main stations and the spread of COVID-19 infection in Kansai-area. Our analysis suggests: 1) Average delay from the true infection day to the report day is around 14 days. (This delay is almost the same with the delay estimated in Tokyo.) 2) In Osaka, about 40% decrease of active population may prevents COVID-19 infectious spread. 3) The number of incoming infections from Tokyo is relatively smaller than the number of infections in Kansai-area.

## 1 はじめに

COVID-19 の感染拡大への対策として、外出制限が行われた。外出制限は社会全体の経済的損失や個人の人々の精神的負担が大きい。そこで、感染拡大を防ぎながら、外出制限を可能な限り緩くすることが求められる。これを実現するために、感染拡大率と外出制限の強さの関係、すなわち、実効再生産数と外出の割合の関係をj知ることjは重要である。東京圏については既に実効再生産数と外出の割合のj関係につい

て研究が行われている [1]。しかしながら、この東京圏での研究がどれほど普遍的なのか、もしくは地域に依存しているのかについての研究は行われていない。そこで本研究では、関西圏について解析を行い、外出の割合をどれほど減らせば、感染を収束に向かわせることができるかについて評価する。また、東京圏から関西圏への感染者流入の影響の大きさについても調べる。

## 2 感染拡大率と外出人数の関係

### 2.1 外出制限割合

本研究では大阪府における1日の新規感染報告者数 ( $J_t$ ) と関西圏主要駅 (大阪梅田駅、大阪なんば駅、京都駅、神戸三宮駅) 周辺の人混み量 ( $N_t$ ) のデータを用いて分析を行う。これらのデータを図1に示す。外出制限割合を

$$n_t = \frac{N_t}{\bar{N}} \quad (1)$$

と定義する。ここで、 $\bar{N}$  は2020年1月の1日あたりの関西圏主要駅人混み量である。

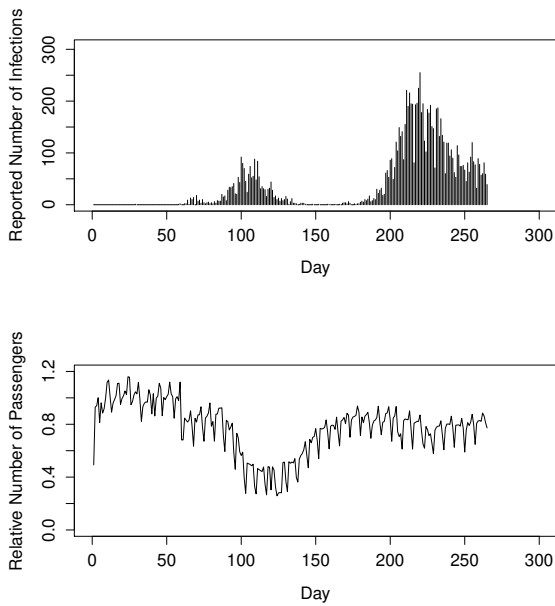


図1: (上) 大阪府における日毎新規感染報告者数 [2]。 (下) 関西圏の主要駅 (大阪梅田駅、大阪なんば駅、神戸三宮駅、京都駅) 周辺の外出制限割合 [3][4] (2020年1月比)。Dayは2020年1月1日を起点 (Day 0) として数えた値 (以後の図においても同様)。

### 2.2 実効再生産数

感染症の実質的な感染拡大率を示す指標として、実効再生産数がある。これは、1名の感染者が治癒までに何人に感染させるかの各時点における平均を表す。しかしながら、実効再生産数を直接測定することは困難である。そこで本研究ではSIRモデルをベースとした区画モデルを用いて推定する。このモデルでは、非免疫保持者 (S)、感染者 (I)、回復者

(R、死亡者も含む) の3つの状態を考え、時点  $t$  のそれぞれの状態の人数を、 $S_t$ 、 $I_t$ 、 $R_t$  と表す。 $S_t$ 、 $I_t$ 、 $R_t$  は以下の式 (2) で記述される。

$$\begin{aligned} \Delta S_t &= S_{t+1} - S_t = -O_t \\ \Delta I_t &= I_{t+1} - I_t = O_t - \gamma I_t \\ \Delta R_t &= R_{t+1} - R_t = \gamma I_t \end{aligned} \quad (2)$$

ここで、 $O_t$  は時点  $t$  に新たに感染した (状態 S から状態 I に変化した) 人の数を表す。 $\gamma$  は1日あたりに回復 (死亡も含む) する感染者の割合を示す。本研究では、先行研究 [1] に従って、 $\gamma = 14.0^{-1.0}[\text{day}^{-1}]$  とした。時点  $t$  における実効再生産数 ( $\mathcal{R}_t$ ) は

$$\mathcal{R}_t = \frac{O_t}{\Delta R_t} \quad (3)$$

と表される。

### 2.3 感染日から公表日の遅れ時間

実際に知ることができるのは感染者の感染日ではなく、感染者の公表日である。感染日と公表日の平均遅れ時間を  $t_d$  日とすると、新規感染報告者数は  $J_t = O_{t-t_d}$  であり、計算できる実効再生産数も  $\mathcal{R}_{t-t_d}$  である。 $\mathcal{R}_t$  と  $n_t$  に正の相関関係があると仮定すると、この相関を最大化する  $t_d$  が遅れ時間の推定として得られる。本研究ではスピアマン順位相関係数

$$r_s = \frac{\text{cov}[r(\mathcal{R}_t), r(n_t)]}{\sigma[r(\mathcal{R}_t)]\sigma[r(n_t)]} \quad (4)$$

を用いた。ただし、ここで  $r(x)$  は順位を、 $\text{cov}[x, y]$  は共分散を、 $\sigma[x]$  は標準偏差を表す。このスピアマン順位相関係数より、 $t_d$  は14日と推定した。先行研究 [1] で行われた東京についての同様の解析では  $t_d$  が15日と得られており、この推定結果とほぼ同じである。以後、 $t_d = 14$  としてこの公表日と感染日のズレを修正して分析する。

### 2.4 感染収束に向かう外出制限割合

$\mathcal{R}_t$  と  $n_t$  の関係を図3に示した。 $\mathcal{R}_t$  と  $n_t$  の関係は1価の関数にならず、 $n_t < 0.7$  で2つのブランチに分かれている (Day 93 から Day 124 のブランチと、Day 124 から Day 155 のブランチ)。これは、一見  $\mathcal{R}_t$  が  $n_t$  以外の変数に強く影響を受けていることを示しているようにも見える。しかしながら、この形状はむしろ  $\mathcal{R}_t$  が  $n_t$  に強く依存していることを示しており、ここから  $\mathcal{R}_t$  が1.0程度になるのは  $n_t$  が0.6程度の時であり、これ以下の  $n_t$  で感染が収束方

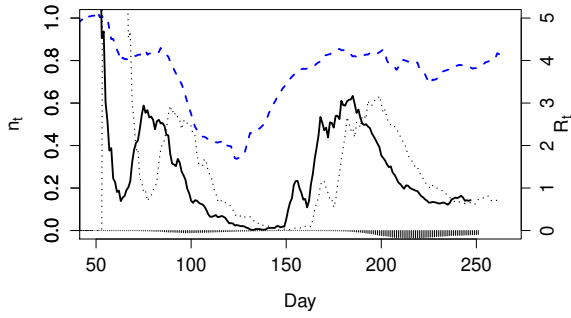


図2: 2020年1月比主要駅周辺の外出制限割合  $n_t$  (青色の破線、軸は左)、 $t_d = 14$  として発症日と公表日の差を修正済実効再生産数  $R_t$  (黒色の実線、軸は右)、 $t_d = 0$  とした  $R_t$  の時間発展 (黒色の点線)。

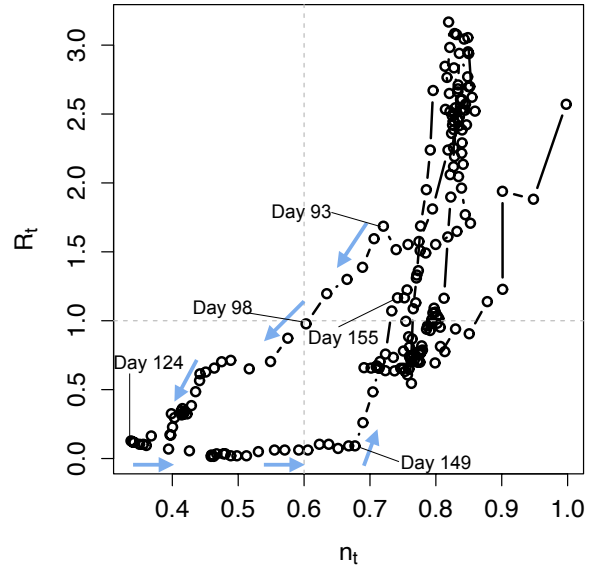


図3:  $n_t$  と  $R_t$  の関係。図中の矢印は時間経過の方向を示している。

向に向かっていくことが読み取れる。まず、2つのランチの内上側 (Day 93 から Day 124) のランチに着目する。ここからは、 $R_t$  がおよそ 1.0 となるのは Day 98 で、この時  $n_t$  はおよそ 0.6 程度のものであることが読み取れる。下側のランチ (Day 124 から Day 155) では、 $n_t = 0.68$  程度となる Day 149 頃まで  $R_t$  は 0 に近い値を取り続けた後  $R_t$  の急激な増加が見取れる。これは、上で読み取った、 $n_t$  が 0.6 程度の時  $R_t$  が 1.0 となるという結果と矛盾しない。 $R_t < 1.0$  となる外出制限割合の量  $n_t < 0.6$  では、たとえ関西圏外部からの感染者の流入があったとしても、その後感染が広がることはなかったと考えられるからである。今回の場合では、 $n_t$  が 0.6 程度より大きくなって初めて感染者は増加方向に向かうことができたと解釈できる。この解釈では、外出制限割合の回復が直接的な原因となり、関西圏では、一度感染がほぼ収束した後に再度感染が拡大したと考えられる。

### 3 東京圏から関西圏への感染者流入数とその影響の推定

前章の分析手法では、関西圏の COVID-19 感染拡大率が関西圏の外出制限割合に強く依存しているという仮定の下行った。関西圏の感染拡大率に影響を与える他の要因として東京圏から関西圏への感染者流入というものも考えられる。本章ではこの東京圏から関西圏への感染者流入数を上から評価し、その感染者流入の関西圏におけるインパクトの大きさを上から評価する。

#### 3.1 評価方法

東京圏からの感染者流入数が関西圏にもたらす影響度合いは、

$$F = I_t^{in} / I_t^O \quad (5)$$

で評価する。ここで、 $I_t^{in}$ 、 $I_t^O$  はそれぞれ、時点  $t$  での東京圏から関西圏への感染者流入数、時点  $t$  での大阪府での感染者数である。 $I_t^{in}$  の大きさは以下の式 (6) ~ 式 (8) を用い、上から評価する。

$$I_t^{in} = M_t I_t^T / P^T \quad (6)$$

$$M_t < a M_t^E \quad (7)$$

$$M_t^E < b D_t^s \quad (8)$$

ここで、 $I_t^{in}$  は時点  $t$  での東京圏から関西圏への感染者流入数、 $I_t^T$  は時点  $t$  での東京都における感染者数、 $P^T$  は東京都の人口、 $M_t$  は時点  $t$  の東京圏から関西圏への移動者数、 $M_t^E$  は時点  $t$  の東京圏から関西圏への新幹線利用者数、 $D_t^s$  は時点  $t$  における品川駅利用者数を表している。式 (7) 中の  $a$  は東京圏から関西圏への移動者の総数が東京圏から関西圏への新幹線利用者数の何倍より少ないかを表し、(8) 式中の  $b$  は東京から関西圏への新幹線利用者数が品川駅周辺の人混みの量の何倍より少ないかを表す。

式 (7) の  $a$  については、東京から関西圏への主要な移動手段が新幹線であることを考え、 $a = 2.5$  とすれば十分であると考え、本研究ではこの値を採用した。

次に、式(8)の $b$ の値について考える。新幹線利用者数については、前年比月次データは利用可能である。このデータと、品川駅周辺の人混みデータを前年比月次形式にしたものを比較した。その結果、図

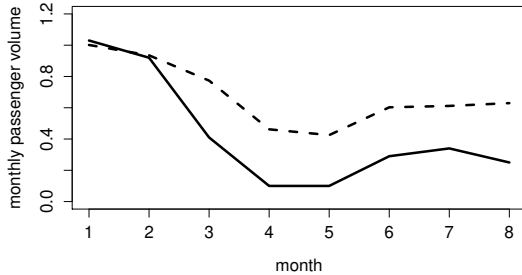


図4: 前年比月次東海道新幹線利用者数(実線、2020年4月~8月分については新幹線大阪口合計 [6]、2020年1月~3月分については新幹線合計 [7])と品川駅周辺の人混みの前年比月次量(破線)

4に示した通り、新幹線利用者数は品川駅周辺の人混みの減りと同等かそれ以上の減りを見せている。このことから、式(8)の $b$ については、

$$b < \frac{M_{2018}}{D_{2019}^s} = 0.635 \quad (9)$$

とすると、十分であると考え $b = 0.635$ を採用した。ここで、 $M_{2018}$ は2018年度の新大阪、京都、新神戸駅の1日あたり新幹線乗降者数の合計値 [5]の半分、 $D_{2019}^s$ は2019年度の1日あたり品川駅周辺の人混みである。

以上から東京からの流入者数 ( $I_t^{in}$ ) は、

$$I_t^{in} < abD_t^s I_t^T / P^T \quad (10)$$

と推定できる。

### 3.2 結果

図5からわかるように、 $F = I_t^{in} / I_t^O < 0.25$ と低い値となっている。ここから、東京からの感染者流入数は関西圏の感染者数より少なく、 $\mathcal{R}_t$ の大きさを関西圏の感染者以上に左右する要因にはならないであろうことが示唆される。このことは、第2.4節で述べた、外出制限割合の回復が直接的な原因となり、関西圏では、一度感染がほぼ収束した後に再度感染が拡大したという主張を補強する。

## 4 まとめ

本研究は、関西圏では感染者の公表日と感染日の差が平均14日程度であること、関西圏では2020年

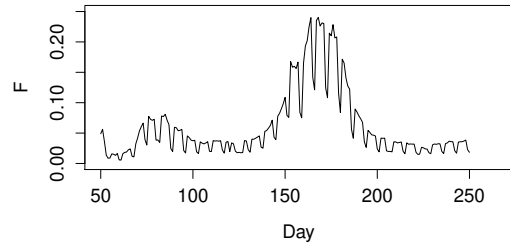


図5: 東京圏から関西圏への感染者流入の関西圏における影響の大きさ  $F$  の推定上限値の時系列

1月比で4割程度人混みが減っている時期と感染が収束に向かっている時期が一致すること、大阪府内での感染者数に占める東京から流入した感染者の数は少ないこと、を示唆していると考えられる。

本研究はJSPS KAKENHI 18K03449の支援を受けたものである。

## 参考文献

- [1] T.Shimada, Y.Suimon, K.Izumi, <https://arxiv.org/abs/2008.07791>.
- [2] <http://www.pref.osaka.lg.jp/iryos/osakakansensho/corona.html>.
- [3] <https://k-locationanalyzer.com>.
- [4] Y.Suimon, <https://www.jcbconsumptionnow.com/en/info/news-57>.
- [5] [https://www.jrta.co.jp/pdf/JR\\_MEDIA\\_GUIDE.2020\\_all.pdf](https://www.jrta.co.jp/pdf/JR_MEDIA_GUIDE.2020_all.pdf) (閲覧日: 2020/11/05).
- [6] [https://company.jr-central.co.jp/ir/passenger-volume/\\_pdf/000040326.pdf](https://company.jr-central.co.jp/ir/passenger-volume/_pdf/000040326.pdf) (閲覧日: 2020/11/05).
- [7] [https://company.jr-central.co.jp/ir/passenger-volume/\\_pdf/000039526.pdf](https://company.jr-central.co.jp/ir/passenger-volume/_pdf/000039526.pdf) (閲覧日: 2020/11/05).