

まん延防止等重点措置と緊急事態宣言が新型コロナウイルス感染症の流行動態に及ぼした効果に関する定量的評価(暫定版)

2021年6月14日

国立感染症研究所
厚生労働省新型コロナウイルス感染症対策アドバイザリーボード・データ解析チーム

要約

本報告では、2021年4月以降に実施されたまん延防止等重点措置(重点措置)と緊急事態宣言が新型コロナウイルス感染症(COVID-19)の流行動態に及ぼした効果について定量的評価を行った。流行動態の評価指標(アウトカム)として COVID-19 の新規報告患者数と実効再生産数を、代替指標としてヒト移動データと繁華街の滞留人口を用いた。方法論は、大きく分類して分割時系列解析と実効再生産数の推定の2つのアプローチを採用した。

分割時系列解析では、COVID-19 新規症例数、および6つのエリアカテゴリ(小売・娯楽、食料品店・薬局、公園、乗換駅、職場、住宅)における人流データを分析した。新規症例数については、毎日のPCR検査数やN501Y変異株の検査陽性率等を調整した準ポアソン回帰モデルを用いて、重点措置および緊急事態宣言の効果が現れるまでの期間(lag)を8日から16日までと仮定して分析を行った。大阪府においては、重点措置と緊急事態宣言のどちらについても、全てのlagにおいて、その適用後に新規症例数の推移のトレンドに減少変化がみられた。両措置に効果があった可能性が示唆された。一方、東京都においては、重点措置のlag=11日以降、緊急事態宣言のlag=8日以降で、新規症例数の推移のトレンドに減少変化がみられたが、分析時点のデータでは緊急事態宣言のlag=12日のみで統計学的な有意性を認めた。人流データについては、前日の新規症例数やN501Y変異株陽性数などを調整したロバスト線形回帰モデルを用いて分析を行った。重点措置および緊急事態宣言の効果は多くのエリアカテゴリで示唆されたが、措置前後での推移のトレンド変化は限定的であった。

実効再生産数の推定では、感染時刻別の実効再生産数の最尤推定を実施した。基準となる期間(ベースライン)を措置開始前の7日間ないし14日間として、措置実施中の同期間あるいは措置全期間との間で、再生産数の相対的および絶対的減少に関して評価を行った。対象は2021年4月以降に重点措置が実施された16都道府県(大阪府、兵庫県、東京都、京都府、沖縄県、埼玉県、千葉県、神奈川県、愛知県、愛媛県、北海道、岐阜県、三重県、群馬県、石川県、熊本県)、および緊急事態宣言が発出された10都道府県(大阪府、兵庫県、京都府、東京都、福岡県、愛知県、北海道、岡山県、広島県、沖縄県)とした。対象期間の設定によって結果に幅があるが、重点措置が実施された16都道府県のうち、措置開始後に実効再生産数が1を下回ったのは6県であり、平均的な実効再生産数の相対的減少は2-19%程度と推定された。他方、分析対象とした緊急事態宣言期間中に沖縄県を除く全ての都道府県(9都道府県)で実効再生産数が1を下回った。緊急事態宣言による平均的な実効再生産数の相対的減少は26-39%程度と推定された。措置の内容や措置開始時のステージ指標と実効再生産数の絶対的減少・相対的減少との間に明確な関連はほとんど認めなかった。

繁華街の滞留人口に関するベクトル自己回帰分析では、緊急事態宣言により東京都では夕方と夜間の滞留人口が、大阪府では昼間、夕方、夜間の滞留人口が抑制されていた。一方で東京都、大阪府ともに重点措置による滞留人口の抑制は限定的であった。

本報告の時系列解析では、重点措置や緊急事態宣言以外に新規症例数や人流に影響を与える交絡因子の一部しか考慮できていないこと、また都道府県単位の人口レベルの分析であり措置が適用される地域や業種などの集団に特異的な分析ではないことが限界である。特に、人々の流行の認知に伴う心理的効果や、措置とは独立の社会経済活動の背景状況などについては、十分に検討する必要がある。両措置の効果に関して本分析を通じて疫学的に結論づけることは困難であるが、(1)大阪における措置の時系列の患者数変化は東京よりも顕著であり、(2)重点措置で実効再生産数が1を下回ったのは16都道府県のうち6県であった一方で、緊急事態宣言では10都道府県のうち9都道府県であり、再生産数の相対的減少の程度も重点措置より大きかった。追加情報やコンプライアンス、年齢構造なども加味した上で継続的に評価を行うことが求められる。

報告書作成者一覧(50音順)

安齋麻美 (京都大学大学院医学研究科社会健康医学系専攻)
江口哲史 (東京大学大学院医学系研究科国際保健政策学教室、千葉大学予防医学センター)
大谷可菜子 (国立感染症研究所感染症疫学センター)
茅野大志 (京都大学大学院医学研究科社会健康医学系専攻)
川島孝行 (東京大学大学院医学系研究科国際保健政策学教室、東京工業大学情報理工学院)
高勇羅 (国立感染症研究所感染症疫学センター、東北大学大学院医学系研究科微生物学分野)
小林鉄郎 (京都大学大学院医学研究科社会健康医学系専攻)
笹波美咲 (京都大学大学院医学研究科社会健康医学系専攻)
鈴木絢子 (京都大学大学院医学研究科社会健康医学系専攻)
鈴木基 (国立感染症研究所感染症疫学センター)
西浦博 (京都大学大学院医学研究科社会健康医学系専攻)
西田淳志 (東京都医学総合研究所社会健康医学研究センター)
野村周平 (東京大学大学院医学系研究科国際保健政策学教室、慶應義塾大学医学部医療政策・管理学教室)
橋爪真弘 (東京大学大学院医学系研究科国際保健政策学教室)
林克磨 (京都大学大学院医学研究科社会健康医学系専攻)
藤本万理恵 (京都大学大学院医学研究科社会健康医学系専攻)
山内祐人 (国立感染症研究所感染症疫学センター)
山崎修道 (東京都医学総合研究所社会健康医学研究センター)
米岡大輔 (東京大学大学院医学系研究科国際保健政策学教室、聖路加国際大学大学院公衆衛生学研究科)
ナタリー・リントン (京都大学大学院医学研究科社会健康医学系専攻)

付記

本報告書は、厚生労働省新型コロナウイルス感染症対策アドバイザリーボードの要請を受け、厚生労働科学研究「新型コロナウイルス感染症等の感染症サーベイランス体制の抜本的拡充に向けた人材育成と感染症疫学的手法の開発研究」、日本医療研究開発機構「感染症対策における数理モデルの拡大的活用研究」の枠組みで作成されたものである。

1. 背景と目的

緊急事態宣言は、国民の生活や、社会・経済活動に重大な懸念や影響を及ぼす感染症の拡大を防ぐことを目的として、新型インフルエンザ等対策特別措置法(特別措置法)に基づいて実施される措置である。2020年1月に始まった新型コロナウイルス感染症(COVID-19)の国内流行においては、同年4月に最初の緊急事態宣言が発出され、当初は7都府県、続いて全都道府県が緊急事態措置の対象区域となった。このとき宣言は同年5月に解除されたが、その後の流行の再拡大に伴って、2021年1月と4月に、首都圏および関西圏を中心とする自治体を対象区域とする緊急事態宣言が発出された。これに対して、まん延防止等重点措置(重点措置)は、緊急事態宣言に至る前の段階(新型コロナウイルス感染症対策分科会が定義するステージ3相当)で感染拡大を抑えることを目的として、2021年2月に成立した改正特別措置法で新設された措置である。重点措置では対象区域の知事の判断により、市町村単位を措置の対象とすることができる。2021年4月に宮城県、大阪府、兵庫県を対象区域とする初めての重点措置が発出され、その後同年5月末までに14都道府県が対象区域に追加、5県が解除となっている。

このように、これまでに全国の自治体を対象として複数回の重点措置あるいは緊急事態宣言が発出されてきたが、その流行抑制効果については十分に検証されていない。その理由として、重点措置および緊急事態宣言が有する多様性と要請ベースという特性が挙げられる。重点措置および緊急事態宣言の対象区域においては、住民に対する外出自粛要請や施設の使用制限を含む一連の措置が実施される。このとき、その具体的な内容、強度と期間については、時期や自治体によりさまざまである。また、これらの措置はいずれも要請に基づくものである。住民や事業者がどれだけそれを遵守し(コンプライアンス)、感染に至る可能性がある接触を避けることができるかによって、それぞれの効果は大きく変わる。さらにコンプライアンスは自治体によって、また措置期間中の時期によって異なることが考えられる。このため、個々の措置の単独の効果について客観的に評価することは本質的に困難である。しかし、COVID-19の国内流行が1年半にわたって続いており、その社会・経済への影響が甚大であること、また2021年3月以降は従来の流行株に比べて感染・伝播性が上昇しているとされる B.1.1.7 系統(アルファ株)が流行の主体となったことから、特に2021年4月以降に実施された重点措置および緊急事態宣言が流行動態に及ぼした効果について、暫定的かつ多面的に評価を行うことは、今後の流行拡大を抑制する戦略を設計するうえで極めて重要である。

本報告の目的は、2021年4月以降に実施された重点措置および緊急事態宣言が、国内のCOVID-19の流行動態に及ぼした効果を多面的に評価することである。流行動態の評価指標(アウトカム)としてCOVID-19の新規症例数と実効再生産数を、代替指標としてヒト移動データと繁華街の滞留人口を用いて、その措置前後での変化を複数のアプローチで定量的に検討した。

2. 方法

本報告では大きく分けて 2 つのアプローチで分析を行った。1 つは分割時系列解析 (Interrupted time-series analysis) を用いた重点措置および緊急事態宣言の介入効果の検討である。もう 1 つは、実効再生産数の推定である。感染時刻別で 1 人の感染者あたりが生み出す 2 次感染者数の平均値を推定し、措置の開始前後での再生産数の変化に関して検討を行った。

2. 1. 分割時系列解析

分割時系列解析とは、ある介入の前後で、アウトカムの時間的な推移のレベル(切片)やトレンド(傾き)に変化があったかを検証するデザインである[1]。介入がなければ介入前の推移がそのまま続くと仮定して、現実には観測できないアウトカム(反実仮想)の推移と比較することで、介入効果を推測できる。無作為化比較試験が行えず、対照群を設定できないような政策介入が、集団に与える影響を後ろ向きに評価する場合に有効とされる。本分析では、介入とは重点措置と緊急事態宣言を指し、アウトカムとは 1 日ごとの COVID-19 の新規症例数と人流を指す。

分割時系列解析では大阪府と東京都を分析対象とした。重点措置および緊急事態宣言が 5 月の大型連休(ゴールデンウィーク)よりも前に適用されており、また適用後から 2 週間以上の期間において分析に十分なデータが揃うことがその理由である[2]。なお、大阪府では重点措置は 2021 年 4 月 5 日から 24 日まで、緊急事態宣言は翌日 25 日に適用され、東京都では重点措置は 2021 年 4 月 12 日から 24 日まで、緊急事態宣言は翌日 25 日に適用されている[3]。本分析が重点措置および緊急事態宣言の効果を検証する際に用いるアウトカムは 2 つであり、診断日基準の新規症例数と 6 つのエリアカテゴリ(小売・娯楽、食料品店・薬局、公園、乗換駅、職場、住居)における人流である。

2. 2. 実効再生産数の推定

これまでの知見から、発病時刻に基づく流行曲線を利用すれば逆計算(backcalculation)を実施しなくても感染時刻別の実効再生産数が推定可能である。具体的な推定方法は Nakajo K らの文献を参照のこと[4]。同手法は厚生労働省アドバイザーボードの資料でも、B.1.1.7 系統(アルファ株)の推定感染者数に基づく実効再生産数の推定手法として実装されてきた。

2. 3. データ

診断日別および発病日別の症例数は、新型コロナウイルス感染者等情報把握・管理支援システム(HER-SYS)から取得したデータを使用した。人流については、Google 社が公開している COVID-19 コミュニティモビリティレポートからデータを取得した[5]。同データでは、移動データを 6 つのエリアカテゴリ(小売・娯楽、食料品店・薬局、公園、乗換駅、職場、住宅)に分類し、基準値(1 月 3 日から 2 月 6 日までの 5 週間の曜日ごとの中央値)と比べて毎日何%変化があったかが報告されている[6, 7]。本分析の実施時点では、6 月 6 日までの新規症例数および人流データが入手可能であった。一方、繁華街の滞留人口については、携帯電話の GPS 情報(LocationMind)から、東京都と大阪府の主要繁華街の時間帯別滞留人口(レジャー目的)を週単位で推計したものをを用いた。

毎日の PCR 検査数(報告日基準)は、厚生労働省が毎日公表する「国内における都道府県別の PCR 検査陽性者数」の情報を利用した。東洋経済オンラインで公開されている「新型コロナウイルス国内感染の状況」ページが CSV 形式でこの発表情報をまとめており、ダウンロード可能である[8]。N501Y 変異株の検査陽性率(診断日基準)については、民間検査会社 6 社で実施され国立感染症研究所が集約した N501Y-PCR スクリーニング検査の結果を用いた。

また、各都道府県の実施した措置に関しては、措置期間を通じて自治体からの発出文書を系統的に分析することで抽出した。措置内容は大きく分類して、(1)飲食店等での対策(酒・カラオケ提

供飲食店への休業措置、飲食店の営業時間制限、飲食店の酒類提供)、(2)施設関連(集客施設の営業時間制限、集客施設の酒類提供、県立施設の閉鎖)、(3)ステイホーム(県外への移動制限、外出自粛要請、出勤者7割削減、勤務時間の制限)、(4)学校の対策(小中高の教育活動、学校行事、大学の教育活動制限、その他の学校(教習所や学習塾))、(5)イベント対策(イベントの人数制限、開催時間制限、酒類提供)、(6)域内人流の抑制(公共交通機関への要請、来訪自粛要請)、(7)措置の拡大(対象地域の変化)の有無とした。また、措置の開始時におけるステージについて、病床使用率、重症患者病床使用率、療養者数、PCR陽性率、直近1週間の陽性者数、感染経路不明の者の割合、に関する情報を収集した。

2. 4. 統計解析

2. 4. 1. 分割時系列解析

分割時系列解析の対象期間は、重点措置適用の3週間前から、新規症例がHER-SYSに報告・登録されるまでの遅れを考慮して5月29日までとした。COVID-19新規症例数の分析には準ポアソン回帰モデルを利用した。重点措置や緊急事態宣言以外に、新規症例数に影響を与え得る共変量として、毎日のPCR検査数(報告日基準)とN501Y変異株の検査陽性率(診断日基準)を使用した。このモデル化の枠組みでは、感染から発症までの期間、加えて発症から患者が診断を受けるまでの報告の遅れを鑑みて、重点措置や緊急事態宣言の効果が現れるまでの期間(lag)を14日と仮定して、14日目の前後で新規症例数の時間的な推移のトレンドに変化があったかを検証した。先行研究によると人流制限の効果が発現するのは1-3週間後であるとも言われており[9]、感度分析として重点措置や緊急事態宣言の適用から8-16日目のlagでもそれぞれ検証を行った。

週末・祝日は検査・医療機関や保健所が休日体制となるために、受診・検査件数が少なくなるということが知られており、また月曜日は週末の検査結果が反映されることから、新規症例数が他の平日より少なくなりがちである。モデルにはこれらを考慮するため、週末・祝日フラグと月曜フラグを含めた。分析にはR(Version 4.0.5)を使用した。Rの簡易モデル式表記は以下である。重点措置フラグおよび緊急事態宣言フラグの回帰係数は、新規症例数がそれ以外の期間と比べて適用後にレベルがどう変化したかを示す指標(切片の変化)であり、時間[日]との交差項(重点措置フラグ * 時間[日]や緊急事態宣言フラグ * 時間[日])は、それぞれの適用前後で、新規症例数の時間的推移のトレンドに変化があったかどうかを示す指標(傾きの変化)である。反実仮想はN501Y陽性率には全期間の平均値を、それ以外の変数には0を代入し、定数項と時間の線形項のみにして傾向を計算した。また、大阪府と東京都それぞれでモデルを構築した。結果は回帰係数を指数変換し、相対リスクとして表記した。

```
glm(formula = COVID-19 新規症例数 ~ offset(log(PCR 検査数)) + N501Y 陽性率 + 重点措置フラグ + 緊急事態宣言フラグ + 時間[日] + 週末・祝日フラグ + 月曜フラグ + 重点措置フラグ * 時間[日] + 緊急事態宣言フラグ * 時間[日], family = quasipoisson)
```

人流の分析にはロバスト線形回帰モデルを利用した。重点措置や緊急事態宣言以外に、人流に影響を与え得る共変量として、当該日前日の新規症例数(診断日基準)、同じく当該日前日のN501Y変異株の陽性者数(診断日基準)のデータを使用した。前日としたのは、ある日の感染状況に関するニュース報道等が翌日以降の人流に影響を与えると仮定したためである。人流は平日と週末でパターンが異なることを鑑みて、週末フラグをモデルに含めた。また、5月の大型連休において顕著な人流の変化が存在するため、分析期間中の平均的な傾向の推定に多大な影響を及ぼす可能性がある。これに対応するため、ロバスト線形回帰モデルを用いた。Rでロバスト線形回帰を実行できる標準的なrobustbaseパッケージを利用した。ロバスト線形回帰においてはbi-square型の損失関数を用いており、初期値などの設定に関しても本パッケージの推奨設定を利用している[10]。Rの簡易モデル式表記は以下である。大阪府と東京都それぞれについて、6つのエリアカテゴリー別にモデルを構築した。

$\text{Imrob(formula} = \text{ベースラインに対する人出の変化率(\%)} \sim \text{COVID-19 新規症例数} + \text{N501Y 陽性者数} + \text{重点措置フラグ} + \text{緊急事態宣言フラグ} + \text{時間[日]} + \text{週末・祝日フラグ} + \text{重点措置フラグ} * \text{時間[日]} + \text{緊急事態宣言フラグ} * \text{時間[日]}, \text{setting} = \text{"KS2014"})$

2. 4. 2. 実効再生産数の推定

実効再生産数(R_t)の推定においては、B.1.1.7 系統(アルファ株)のスクリーニング結果を基に B.1.1.7 系統(アルファ株)の推定感染者数を超幾何分布から発病時刻別に推定し、その上でその推定感染者数に基づく最尤推定を実施した。措置前の基準となる期間(ベースライン)を 7 日間ないし 14 日間とした。それに対して、措置期間中の最初の 7 日間あるいは措置期間を通じた実効再生産数の推定を行った。それぞれ、該当日程の実効再生産数を区間定数としてモデル化し、その階段関数を定量化することで評価を可能にした。措置前と措置後の間では、(1)絶対的減少と(2)相対的減少、および、(3)措置開始後に実効再生産数 1 未満($R_t < 1$)を達成したか否かを評価した。観察データには、2021 年 6 月 9 日までに HER-SYS に登録されたデータを使用し、直近の実効再生産数の過小評価の回避のため、5 月 27 日までの推定感染時刻データを利用した。

R_t の減少と措置の内容に関しては、Wilcoxon 検定を実施することで措置の有無による減少度の差を検討した。同様に、 R_t の減少と措置開始時のステージについても単変量解析を行った。加えて、 $R_t < 1$ の達成の有無と措置の内容、および、 $R_t < 1$ と措置開始時のステージの 2 つに関して Fisher 検定を実施して 2 者の関連の有無を検討した。

2. 4. 3. 繁華街滞留人口に関するベクトル自己回帰分析

分割時系列解析では Google 社の人流データを用いて措置前後でのエリアカテゴリ別の人流の変化について検討した。この分析は日単位の移動率を評価したものである。これに対して GPS 情報を活用した繁華街における時間帯別の滞留人口データを用いることで、ハイリスクの場における人口規模の変化についてより特異的に評価することができる。本分析では、東京都と大阪府について、2020 年 3 月 1 日から 2021 年 5 月 22 日までの週別の繁華街滞留人口(昼間、夕方、夜間)の推移と緊急事態宣言(2 回目と 3 回目)および重点措置との関連をベクトル自己回帰分析によって検討した。内生変数として時間帯別滞留人口と報告日基準の新規感染者数を、外生変数として 2020 年 3 月 1 日から現在までに実施された緊急事態宣言、重点措置、各自治体による時短要請を投入した。

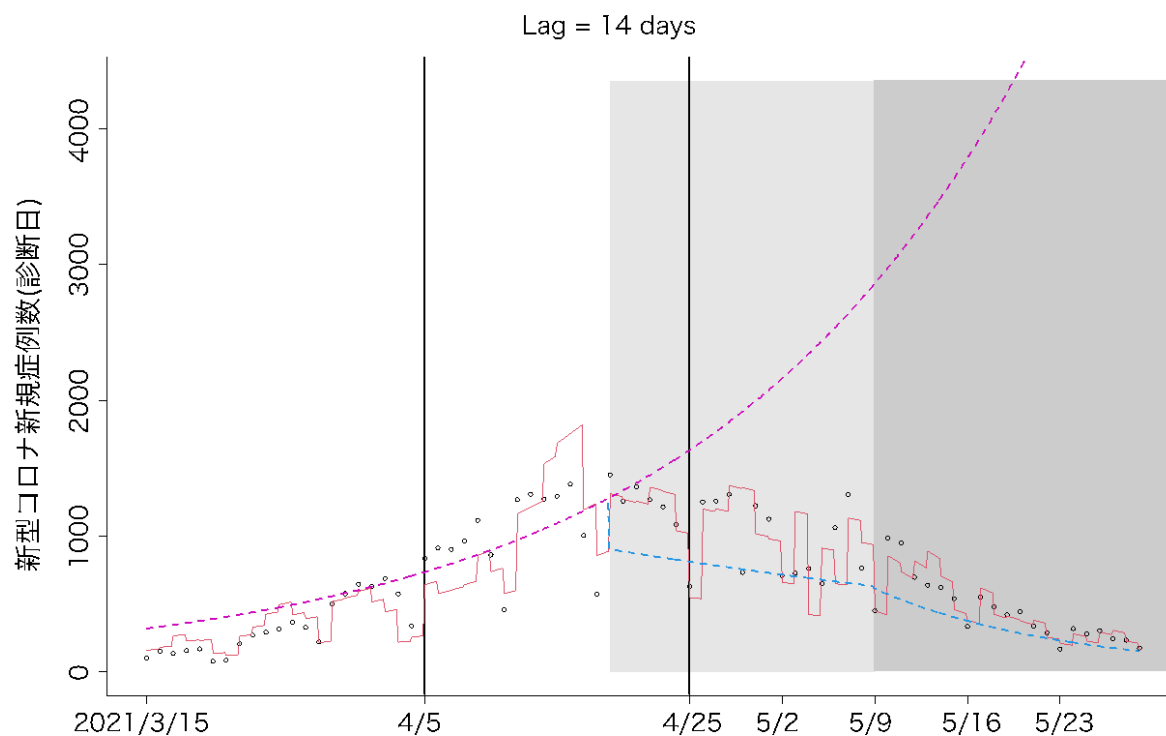
3. 結果

3. 1. 分割時系列解析

3. 1. 1. COVID-19 新規症例数に及ぼした効果

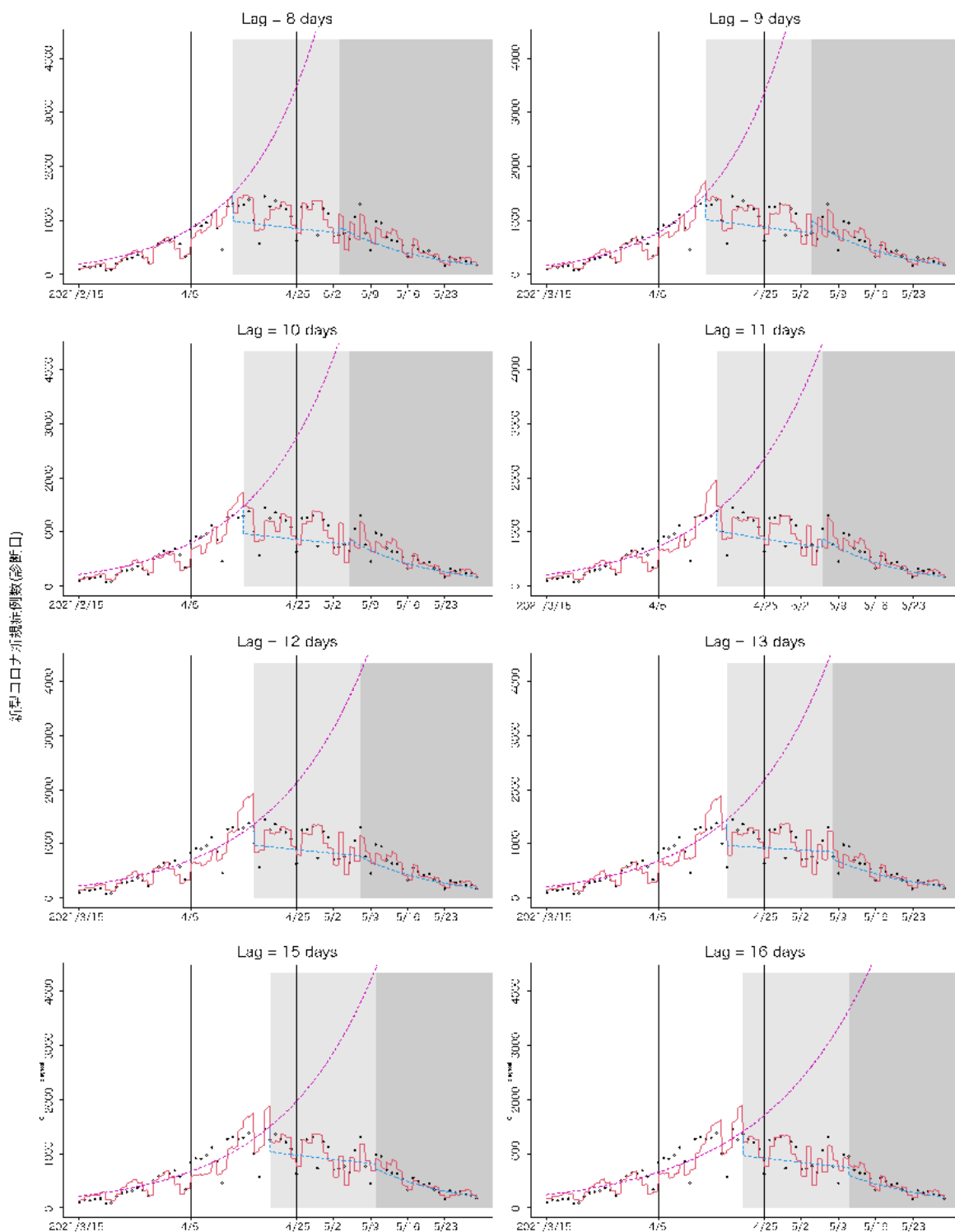
大阪府の反実仮定の傾向の推定推移 (lag=14 日) を図 1 に示す。毎日の PCR 検査数や N501Y 変異株の検査陽性率等を調整した上で、大阪府においては、反実仮定の傾向の推定推移は重点措置および緊急事態宣言の適用期間中のそれとは顕著な差異があった。重点措置および緊急事態宣言には COVID-19 新規症例数を減少させる効果があった可能性が示唆される。実際に、重点措置フラグと時間[日]との交差項の係数に減少が認められた(相対リスク 0.944; 95%信頼区間 0.924, 0.964)。さらに緊急事態宣言フラグと時間[日]との交差項の係数にも減少が認められた(0.895; 0.870, 0.922)(表 1)。これらは重点措置および緊急事態宣言の適用後には、時間的な推移のトレンドに減少変化があったことを意味する。感度分析の結果、lag=8-16 の全てにおいて、同様の結果が認められた(図 2, 表 1)。

図 1:大阪府の COVID-19 新規症例数の推定推移 (lag=14 日), 2021 年 3 月 15 日から 5 月 29 日まで



薄グレー: 重点措置期間. 濃グレー: 緊急事態宣言期間. 丸点: 観測された COVID-19 新規症例数. 赤線: モデル推定された COVID-19 新規症例数. 紫線: 反実仮想(counterfactual)=重点措置および緊急事態宣言が適用されなかった場合の COVID-19 新規症例数の傾向の推定推移. 青線: 重点措置期間および緊急事態宣言期間における COVID-19 新規症例数の傾向の推定推移.

図 2:大阪府の COVID-19 新規症例数の Lag 別推定推移(感度分析), 2021 年 3 月 15 日から 5 月 29 日まで



薄グレー: 重点措置期間. 濃グレー: 緊急事態宣言期間. 丸点: 観測された COVID-19 新規症例数. 赤線: モデル推定された COVID-19 新規症例数. 紫線: 反実仮想(counterfactual) = 重点措置および緊急事態宣言が適用されなかった場合の COVID-19 新規症例数の傾向の推定推移. 青線: 重点措置期間および緊急事態宣言期間における COVID-19 新規症例数の傾向の推定推移.

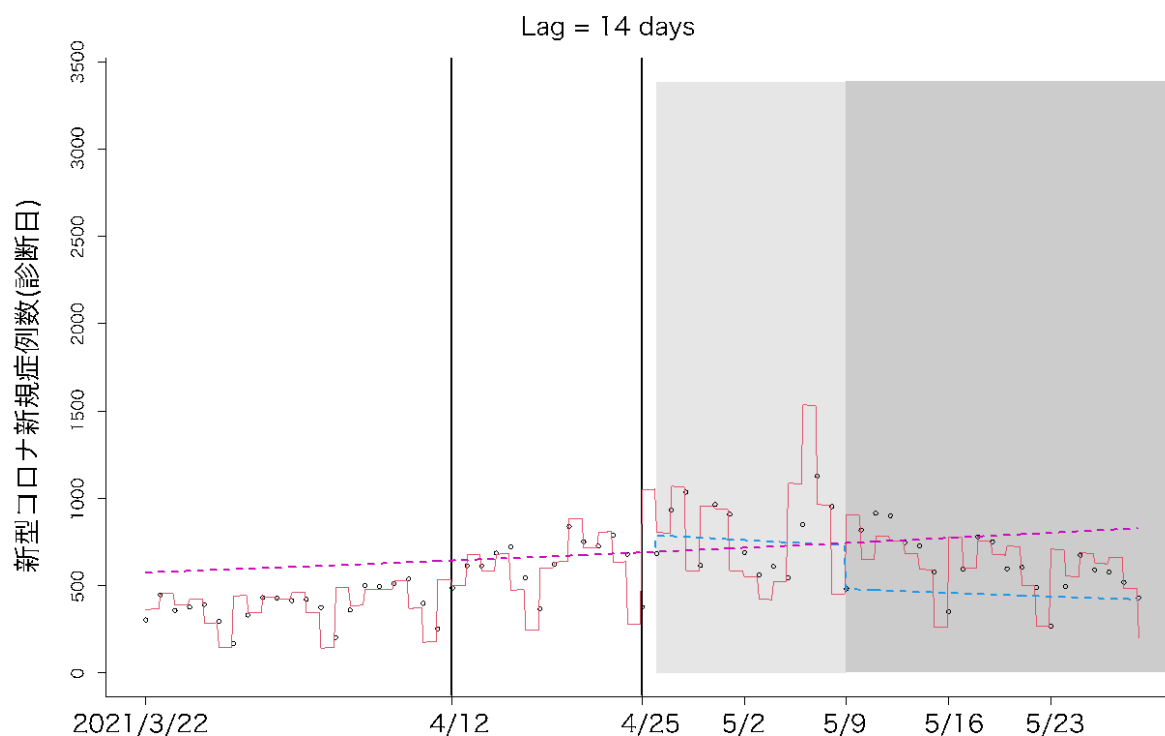
表 1:大阪府の COVID-19 新規症例数の Lag 別準ポアソン回帰結果, 相対リスク(95%信頼区間)

共変量	Lag = 8 days		Lag = 9 days		Lag = 10 days	
N501Y 陽性率	1.348	(0.975, 1.864)	0.932	(0.736, 1.180)	1.232	(0.963, 1.575)
重点措置フラグ	7.963	(4.059, 15.619) ***	9.936	(5.064, 19.497) ***	7.016	(3.342, 14.726) ***
緊急事態宣言フラグ	108.107	(41.838, 279.348) ***	194.741	(71.418, 531.017) ***	139.312	(45.630, 425.326) ***
時間[日]	1.073	(1.056, 1.090) ***	1.076	(1.061, 1.090) ***	1.064	(1.050, 1.078) ***
週末・祝日フラグ	0.803	(0.696, 0.928) **	0.832	(0.721, 0.961) *	0.816	(0.702, 0.949) *
月曜フラグ	2.476	(1.989, 3.082) ***	2.271	(1.934, 2.666) ***	2.219	(1.875, 2.626) ***
重点措置フラグ * 時間[日]	0.920	(0.901, 0.940) ***	0.917	(0.899, 0.935) ***	0.929	(0.910, 0.948) ***
緊急事態宣言フラグ * 時間[日]	0.876	(0.858, 0.895) ***	0.869	(0.852, 0.887) ***	0.879	(0.860, 0.898) ***
共変量	Lag = 11 days		Lag = 12 days		Lag = 13 days	
N501Y 陽性率	1.047	(0.816, 1.343)	1.000	(0.778, 1.286)	0.842	(0.618, 1.147)
重点措置フラグ	9.235	(4.159, 20.503) ***	6.966	(2.934, 16.540) ***	6.355	(2.705, 14.926) ***
緊急事態宣言フラグ	194.662	(55.482, 682.984) ***	122.977	(30.408, 497.345) ***	96.991	(20.973, 448.546) ***
時間[日]	1.060	(1.047, 1.074) ***	1.057	(1.044, 1.071) ***	1.060	(1.046, 1.073) ***
週末・祝日フラグ	0.837	(0.713, 0.982) *	0.852	(0.719, 1.010)	0.791	(0.655, 0.955) *
月曜フラグ	2.312	(1.940, 2.755) ***	2.337	(1.944, 2.809) ***	2.349	(1.965, 2.807) ***
重点措置フラグ * 時間[日]	0.926	(0.907, 0.946) ***	0.935	(0.915, 0.956) ***	0.938	(0.918, 0.958) ***
緊急事態宣言フラグ * 時間[日]	0.878	(0.858, 0.899) ***	0.886	(0.865, 0.909) ***	0.889	(0.866, 0.913) ***
共変量	Lag = 14 days		Lag = 15 days		Lag = 16 days	
N501Y 陽性率	1.652	(1.156, 2.359) **	0.755	(0.502, 1.135)	0.889	(0.684, 1.155)
重点措置フラグ	5.694	(2.428, 13.357) ***	7.998	(3.166, 20.206) ***	6.838	(2.617, 17.868) ***
緊急事態宣言フラグ	105.241	(18.687, 592.688) ***	142.517	(21.956, 925.076) ***	92.816	(11.102, 775.944) ***
時間[日]	1.041	(1.027, 1.055) ***	1.056	(1.042, 1.070) ***	1.049	(1.037, 1.061) ***
週末・祝日フラグ	0.904	(0.756, 1.081)	0.800	(0.673, 0.950) *	0.828	(0.693, 0.989) *
月曜フラグ	2.293	(1.914, 2.748) ***	1.861	(1.377, 2.515) ***	2.227	(1.828, 2.713) ***
重点措置フラグ * 時間[日]	0.944	(0.924, 0.964) ***	0.936	(0.915, 0.957) ***	0.941	(0.921, 0.962) ***
緊急事態宣言フラグ * 時間[日]	0.895	(0.870, 0.922) ***	0.888	(0.861, 0.916) ***	0.896	(0.867, 0.927) ***

. p < 0.1; * < 0.05; ** < 0.01; *** < 0.001

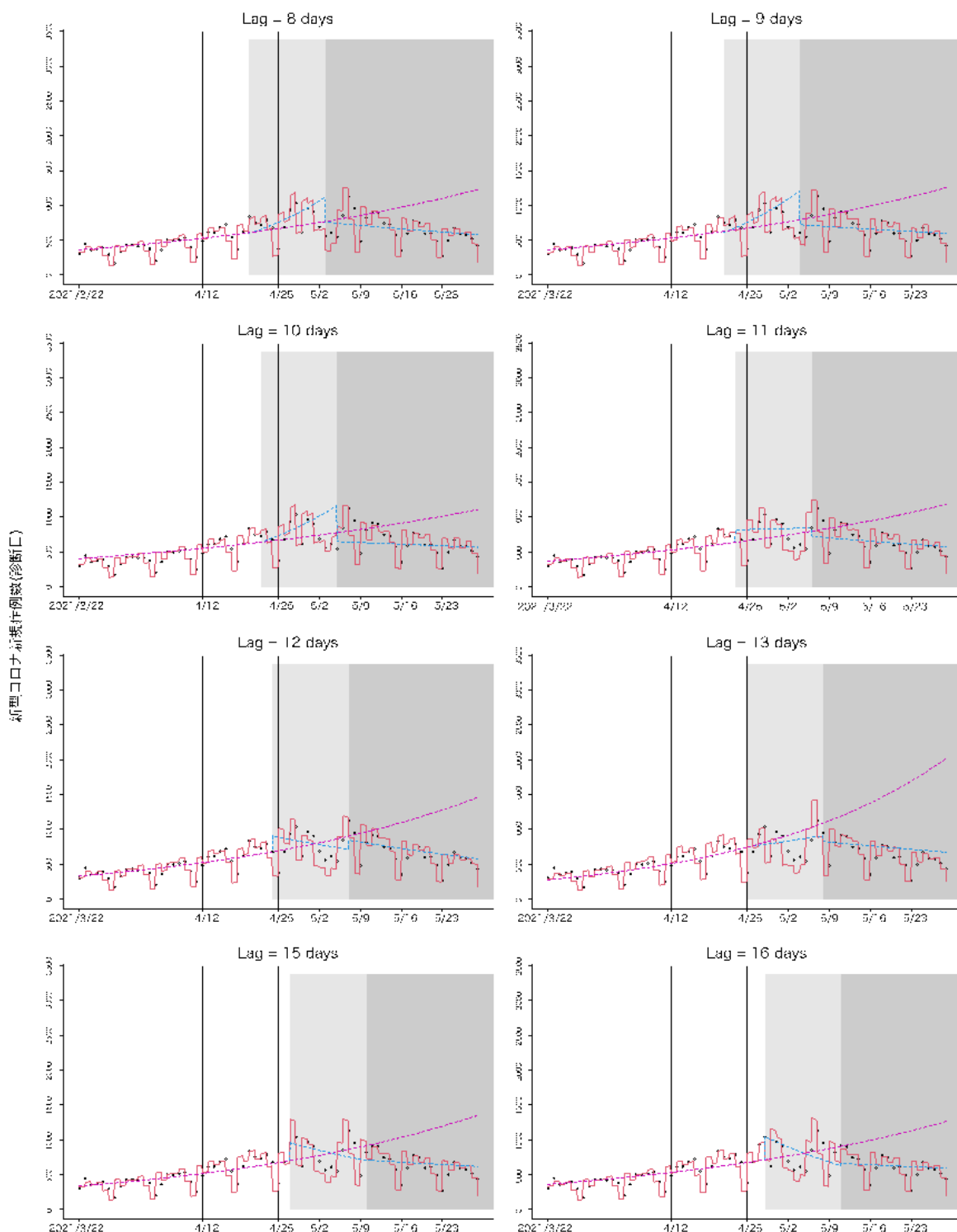
東京都の反実仮定の傾向の推定推移(lag=14日)を図3に示す。共変量調整した上で、東京都においては、反実仮定の傾向の推定推移は重点措置および緊急事態宣言の適用期間中のそれとは顕著な差異があり、重点措置および緊急事態宣言には新規症例数を減少させる効果があった可能性が示唆された。しかし、重点措置フラグや緊急事態宣言フラグと時間[日]との交差項の係数に統計学的な有意性は認められなかった(表2)。感度分析の結果でも、重点措置のlag=11日以降、緊急事態宣言のlag=8日以降に、時間[日]との交差項の係数に減少傾向が認められたが、緊急事態宣言のlag=12日(相対リスク0.962; 95%信頼区間0.927, 0.998)を除いて統計学的な有意性は認められなかった。(図4, 表2)。

図3: 東京都の COVID-19 新規症例数の推定推移(lag=14日), 2021年3月22日から5月29日まで



薄グレー: 重点措置期間. 濃グレー: 緊急事態宣言期間. 丸点: 観測された COVID-19 新規症例数. 赤線: モデル推定された COVID-19 新規症例数. 紫線: 反実仮想(counterfactual)=重点措置および緊急事態宣言が適用されなかった場合の COVID-19 新規症例数の傾向の推定推移. 青線: 重点措置期間および緊急事態宣言期間における COVID-19 新規症例数の傾向の推定推移.

図4: 東京都の COVID-19 新規症例数の Lag 別推定推移(感度分析), 2021 年 3 月 22 日から 5 月 29 日まで



薄グレー: 重点措置期間. 濃グレー: 緊急事態宣言期間. 丸点: 観測された COVID-19 新規症例数. 赤線: モデル推定された COVID-19 新規症例数. 紫線: 反実仮想(counterfactual) = 重点措置および緊急事態宣言が適用されなかった場合の COVID-19 新規症例数の傾向の推定推移. 青線: 重点措置期間および緊急事態宣言期間における COVID-19 新規症例数の傾向の推定推移.

表 2: 東京都の COVID-19 新規症例数の Lag 別準ポアソン回帰結果, 相対リスク(95%信頼区間)

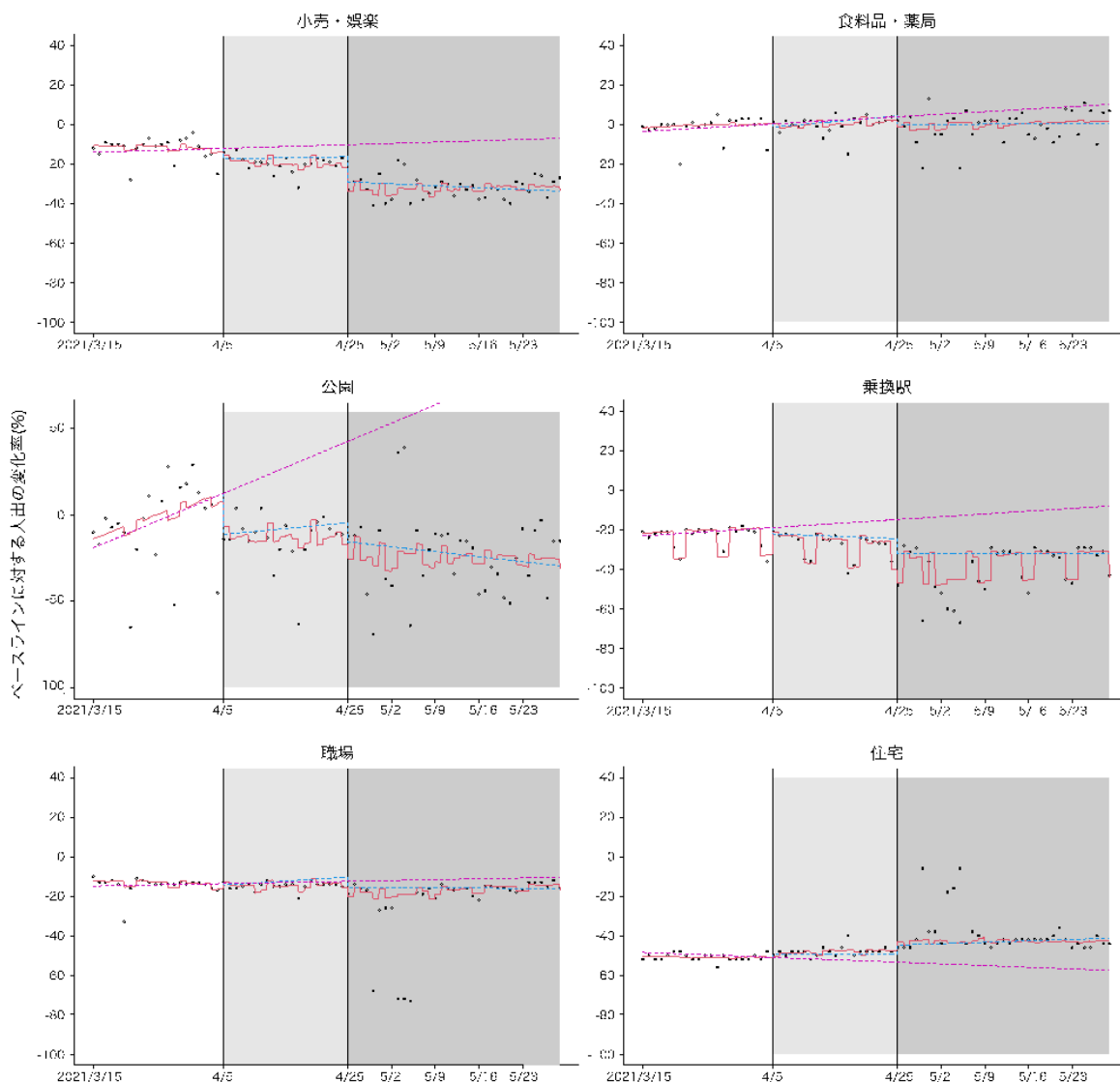
共変量	Lag = 8 days	Lag = 9 days	Lag = 10 days
N501Y 陽性率	0.943 (0.369, 2.410)	0.938 (0.414, 2.128)	1.149 (0.475, 2.779)
重点措置フラグ	0.395 (0.043, 3.653)	0.332 (0.031, 3.589)	0.367 (0.033, 4.135)
緊急事態宣言フラグ	3.333 (0.763, 14.557)	2.831 (0.626, 12.797)	2.097 (0.446, 9.852)
時間[日]	1.018 (0.988, 1.049)	1.018 (0.992, 1.046)	1.015 (0.989, 1.042)
週末・祝日フラグ	1.014 (0.769, 1.335)	1.010 (0.770, 1.325)	1.022 (0.783, 1.334)
月曜フラグ	0.715 (0.507, 1.010)	0.696 (0.498, 0.973) *	0.698 (0.503, 0.970) *
重点措置フラグ * 時間[日]	1.031 (0.967, 1.099)	1.035 (0.969, 1.107)	1.032 (0.966, 1.102)
緊急事態宣言フラグ * 時間[日]	0.972 (0.938, 1.007)	0.975 (0.941, 1.009)	0.980 (0.947, 1.014)
共変量	Lag = 11 days	Lag = 12 days	Lag = 13 days
N501Y 陽性率	0.972 (0.415, 2.275)	0.815 (0.322, 2.060)	0.645 (0.187, 2.220)
重点措置フラグ	2.063 (0.181, 23.492)	5.254 (0.464, 59.474)	1.664 (0.159, 17.434)
緊急事態宣言フラグ	3.169 (0.588, 17.078)	5.862 (0.945, 36.359)	4.932 (0.656, 37.070)
時間[日]	1.017 (0.993, 1.043)	1.022 (0.998, 1.047)	1.030 (1.003, 1.057) *
週末・祝日フラグ	1.029 (0.785, 1.349)	1.002 (0.760, 1.323)	1.025 (0.771, 1.364)
月曜フラグ	0.710 (0.510, 0.989) *	0.698 (0.500, 0.975) *	0.718 (0.512, 1.009)
重点措置フラグ * 時間[日]	0.986 (0.924, 1.051)	0.960 (0.903, 1.022)	0.986 (0.930, 1.045)
緊急事態宣言フラグ * 時間[日]	0.973 (0.940, 1.008)	0.962 (0.927, 0.998) *	0.962 (0.925, 1.000)
共変量	Lag = 14 days	Lag = 15 days	Lag = 16 days
N501Y 陽性率	2.225 (0.606, 8.176)	0.848 (0.201, 3.574)	0.961 (0.266, 3.466)
重点措置フラグ	1.711 (0.173, 16.883)	7.073 (0.651, 76.884)	13.325 (1.049, 169.273)
緊急事態宣言フラグ	1.163 (0.174, 7.790)	3.104 (0.356, 27.045)	2.546 (0.252, 25.723)
時間[日]	1.005 (0.979, 1.032)	1.021 (0.994, 1.048)	1.019 (0.994, 1.044)
週末・祝日フラグ	1.061 (0.816, 1.378)	1.065 (0.807, 1.406)	1.054 (0.806, 1.379)
月曜フラグ	0.730 (0.529, 1.006)	0.735 (0.526, 1.028)	0.738 (0.528, 1.031)
重点措置フラグ * 時間[日]	0.989 (0.935, 1.045)	0.956 (0.903, 1.013)	0.944 (0.890, 1.001)
緊急事態宣言フラグ * 時間[日]	0.988 (0.953, 1.024)	0.973 (0.935, 1.012)	0.976 (0.937, 1.017)

. p < 0.1; * < 0.05; ** < 0.01; *** < 0.001

3. 1. 2. 人流に及ぼした効果

大阪府における人流の反実仮定の傾向の推定推移を図 5 に示す。COVID-19 新規症例数や N501Y 陽性者数を調整した上で、大阪府においては、6 つのエリアカテゴリにおいては食料品・薬局を除き、反実仮定の傾向の推定推移は重点措置の適用期間のそれとは顕著な差異があった。また、緊急事態宣言の適用期間中の推移では全てのエリアカテゴリで差異があり、それぞれに一定の効果があった可能性が示唆される。乗換駅では重点措置フラグと時間[日]との交差項の係数に減少が認められ(-0.324%; 95%信頼区間 -0.561%, -0.087%)、重点措置の適用後に時間的な推移のトレンドに減少変化があったことがわかった(表 3)。

図 5:大阪府の 6 エリアカテゴリ別の人出の推定推移, 2021 年 3 月 15 日から 5 月 29 日まで



薄グレー: 重点措置期間, 濃グレー: 緊急事態宣言期間, 丸点: 観測された人出減少率(%), 赤線: モデル推定された人出減少率(%), 紫線: 反実仮定(counterfactual)=重点措置および緊急事態宣言が適用されなかった場合の人出減少率の傾向の推定推移, 青線: 重点措置期間および緊急事態宣言期間における人出減少率の傾向の推定推移。

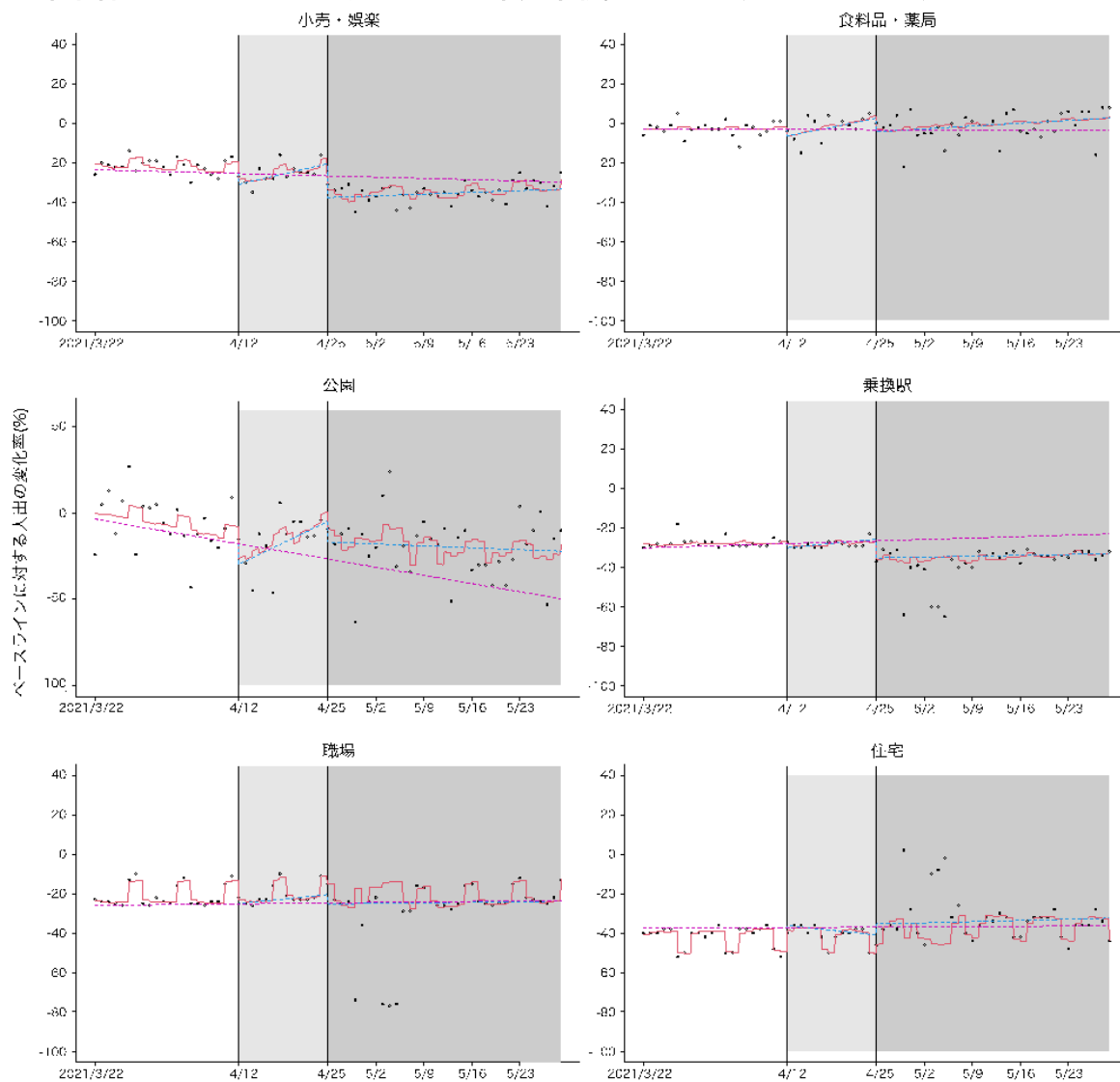
表 3:大阪府の 6 エリアカテゴリ別のロバスト線形回帰結果, 回帰係数(95%信頼区間)

共変量	小売・娯楽	食品・薬局	公園
症例数(診断日)_lag(-1day)	-0.004 (-0.015, 0.006)	-0.001 (-0.013, 0.010)	-0.003 (-0.042, 0.037)
N501Y 陽性数_lag(-1day)	-0.006 (-0.032, 0.020)	-0.010 (-0.040, 0.020)	-0.034 (-0.134, 0.066)
重点措置フラグ	-4.422 (-17.398, 8.554)	-3.626 (-18.455, 11.204)	1.734 (-47.605, 51.074)
緊急事態宣言フラグ	-9.140 (-28.364, 10.085)	3.163 (-19.010, 25.337)	22.252 (-51.076, 95.579)
時間[日]	0.094 (-0.324, 0.512)	0.183 (-0.299, 0.665)	1.505 (-0.108, 3.118)
週末・祝日フラグ	-2.377 (-4.899, 0.146)	0.069 (-2.855, 2.993)	-5.344 (-15.097, 4.409)
重点措置フラグ * 時間[日]	-0.040 (-0.563, 0.482)	0.096 (-0.502, 0.695)	-1.163 (-3.164, 0.837)
緊急事態宣言フラグ * 時間[日]	-0.232 (-0.796, 0.332)	-0.170 (-0.821, 0.481)	-1.916 (-4.082, 0.251)
共変量	乗換駅	職場	住宅
症例数(診断日)_lag(-1day)	-0.001 (-0.006, 0.004)	-0.004 (-0.008, -0.001) **	0.002 (-0.001, 0.004)
N501Y 陽性数_lag(-1day)	-0.008 (-0.020, 0.005)	0.001 (-0.007, 0.010)	0.000 (-0.007, 0.006)
重点措置フラグ	3.902 (-1.988, 9.792)	-3.853 (-7.616, -0.090) *	-0.583 (-3.450, 2.284)
緊急事態宣言フラグ	-8.483 (-17.256, 0.290)	-0.304 (-6.253, 5.645)	-0.335 (-4.686, 4.015)
時間[日]	0.203 (0.013, 0.392) *	0.060 (-0.065, 0.185)	-0.060 (-0.152, 0.031)
週末・祝日フラグ	-13.880 (-15.089, -12.671) ***	-2.949 (-3.742, -2.156) ***	0.064 (-0.513, 0.640)
重点措置フラグ * 時間[日]	-0.324 (-0.561, -0.087) **	0.143 (-0.007, 0.294)	0.062 (-0.053, 0.176)
緊急事態宣言フラグ * 時間[日]	-0.204 (-0.458, 0.050)	-0.071 (-0.241, 0.100)	0.111 (-0.013, 0.236)

. p < 0.1; * < 0.05; ** < 0.01; *** < 0.001

東京都における人流の反実仮想の傾向の推定推移を図 6 に示す。共変量調整した上で、6 つのエリアカテゴリについては乗換駅を除き、反実仮想の傾向の推定推移は重点措置の適用期間のそれとは顕著な差異があった。また緊急事態宣言の適用期間中の推移では小売・娯楽、公園、乗換駅、住宅で顕著な差異があり、それぞれに一定の効果を認めた。小売・娯楽については重点措置の適用後に、推移のトレンドに上昇傾向が生じていた可能性がある(0.897%; 0.229%, 1.565%) (表 4)。しかし、これは重点措置適用後に一度減少が見られてからの上昇である(-25.233%; -42.583%, -7.882%)。一方で、職場では重点措置の適用後、推移のトレンドに上昇傾向(0.322%; 0.074%, 0.570%)が認められた。緊急事態宣言適用後、小売・娯楽は減少が見られており(-18.417%; -28.321%, -8.513%)、また乗換駅にも減少が見られた(-7.135%; -12.981%, -1.290%)。一方で、推移のトレンドについては、どのエリアカテゴリにも顕著な変化を認めなかった。

図 6: 東京都の 6 エリアカテゴリ別の人出の推定推移, 2021 年 3 月 22 日から 5 月 29 日まで



薄グレー: 重点措置期間. 濃グレー: 緊急事態宣言期間. 丸点: 観測された人出減少率(%). 赤線: モデル推定された人出減少率(%). 紫線: 反実仮想(counterfactual) = 重点措置および緊急事態宣言が適用されなかった場合の人出減少率の傾向の推定推移. 青線: 重点措置期間および緊急事態宣言期間における人出減少率の傾向の推定推移.

表 4: 東京都の 6 エリアカテゴリ別のロバスト線形回帰結果, 回帰係数(95%信頼区間)

共変量	小売・娯楽		食品・薬局		公園
症例数(診断日)_lag(-1day)	-0.007 (-0.016, 0.002)		0.001 (-0.010, 0.013)		0.003 (-0.033, 0.039)
N501Y 陽性数_lag(-1day)	-0.001 (-0.014, 0.012)		-0.002 (-0.019, 0.014)		-0.030 (-0.080, 0.021)
重点措置フラグ	-25.233 (-42.583, -7.882) **		-19.203 (-41.673, 3.268)		-69.036 (-137.473, -0.598)
緊急事態宣言フラグ	-18.417 (-28.321, -8.513) ***		-8.661 (-21.412, 4.090)		-8.552 (-47.532, 30.429)
時間[日]	-0.092 (-0.388, 0.204)		-0.012 (-0.389, 0.366)		-0.679 (-1.851, 0.493)
週末・祝日フラグ	4.566 (2.389, 6.744) ***		1.117 (-1.677, 3.910)		7.419 (-1.185, 16.023)
重点措置フラグ * 時間[日]	0.897 (0.229, 1.565) *		0.717 (-0.144, 1.579)		2.596 (-0.038, 5.230)
緊急事態宣言フラグ * 時間[日]	0.214 (-0.132, 0.559)		0.218 (-0.223, 0.659)		0.524 (-0.842, 1.889)
共変量	乗換駅		職場		住宅
症例数(診断日)_lag(-1day)	-0.005 (-0.010, 0.000)		-0.005 (-0.008, -0.001) **		0.003 (0.000, 0.005) *
N501Y 陽性数_lag(-1day)	-0.002 (-0.009, 0.006)		-0.003 (-0.008, 0.002)		0.002 (-0.002, 0.006)
重点措置フラグ	-7.073 (-17.026, 2.880)		-6.956 (-13.385, -0.527) *		4.685 (-0.353, 9.722)
緊急事態宣言フラグ	-7.135 (-12.981, -1.290) *		-0.690 (-4.697, 3.316)		-0.407 (-3.422, 2.609)
時間[日]	0.106 (-0.065, 0.276)		0.037 (-0.074, 0.147)		0.009 (-0.076, 0.095)
週末・祝日フラグ	-0.126 (-1.461, 1.209)		10.692 (9.820, 11.563) ***		-5.447 (-6.115, -4.779) ***
重点措置フラグ * 時間[日]	0.224 (-0.161, 0.610)		0.322 (0.074, 0.570) *		-0.190 (-0.384, 0.003)
緊急事態宣言フラグ * 時間[日]	-0.043 (-0.240, 0.154)		0.005 (-0.125, 0.134)		0.034 (-0.065, 0.134)

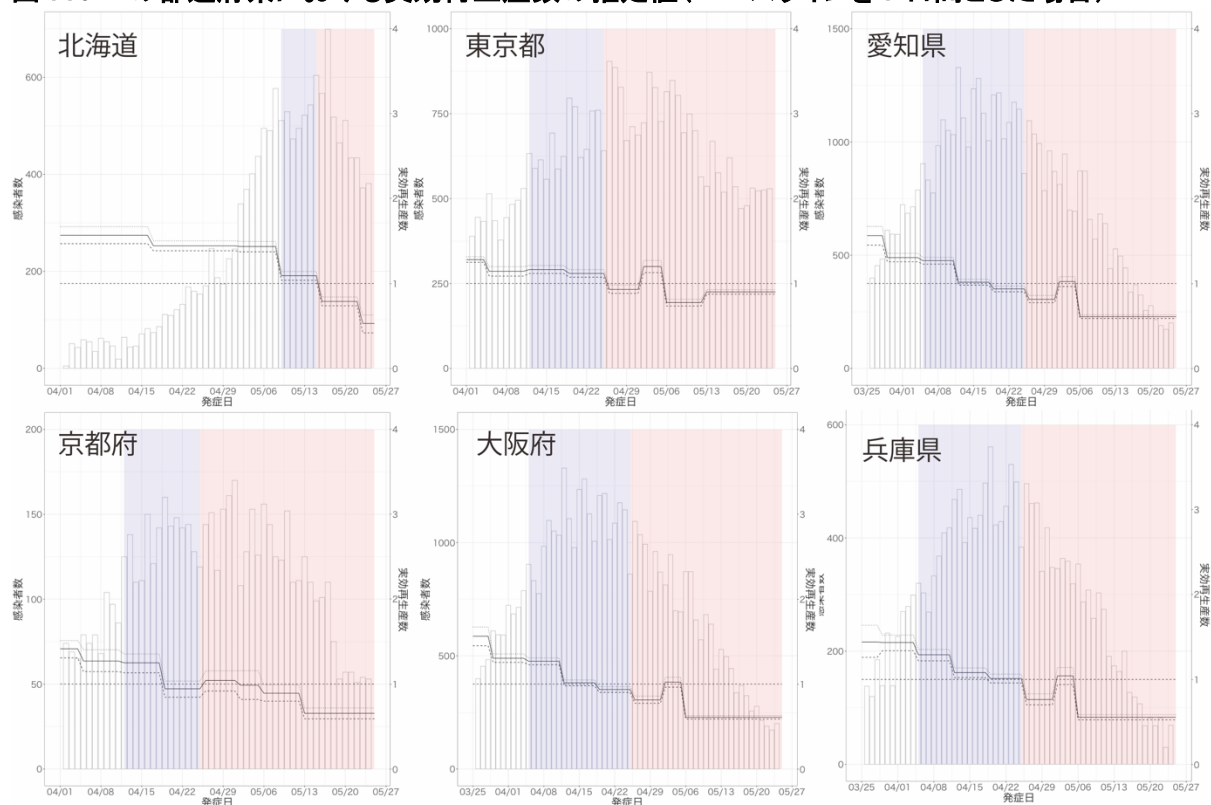
. p < 0.1; * < 0.05; ** < 0.01; *** < 0.001

3. 2. 実効再生産数についての分析

3. 2. 1. 実効再生産数の変化

図 7 に 6 つの都道府県において、措置前 7 日間をベースラインとした場合の重点措置期間および緊急事態措置期間中の実効再生産数を示す。多くの都道府県において措置前後を通じて長期的には実効再生産数が減少傾向に転化していくことが読み取れる。重点措置を実施後 7 日間で、その相対的減少は全くなしから最大 43%の低下であった(表 5)。ただし、実効再生産数が重点措置開始後に 1 を下回ったのは対象 16 都道府県のうちで群馬県、岐阜県、三重県、愛媛県、熊本県、沖縄県の 6 県であり、全県での平均値は 2% (中央値は 9.0%) の相対的な減少を認めた。なお、宮城県は E484K 変異株が流行の主流であったため分析の対象外としている。また、北海道については重点措置開始後のデータは 6 日間のみ、沖縄県については緊急事態宣言開始後のデータは、打ち切りのために 5 日間のみを使用した。北海道、岐阜県、三重県については、移動率が顕著に上昇した 5 月の大型連休(ゴールデンウィーク)が重なった感染時刻をベースラインとして主解析に利用せざるを得なかったため、措置効果を過大に見積もっている可能性がある。

図 7:6 つの都道府県における実効再生産数の推定値(ベースラインを7日間とした場合)



青の影が重点措置の実施期間、赤の影が緊急事態措置の実施期間中を指す。

表 5: 重点措置前後 7 日間の実効再生産数の推定値

都道府県	直前 7 日間の平均 Rt	措置開始 7 日の平均 Rt	絶対的減少	相対的減少
北海道*	1.44 (1.38, 1.50)	1.09 (1.04, 1.14)	0.34 (0.26, 0.45)	0.24 (0.19, 0.30)
群馬	0.66 (0.54, 0.79)	0.95 (0.78, 1.10)	-0.30 (-0.49, -0.03)	-0.45 (-0.86, -0.03)
埼玉	1.19 (1.11, 1.29)	1.09 (0.99, 1.17)	0.11 (-0.04, 0.26)	0.09 (-0.03, 0.21)
千葉	1.11 (1.00, 1.21)	1.10 (0.98, 1.20)	0.01 (-0.15, 0.23)	0.01 (-0.15, 0.19)
東京	1.14 (1.09, 1.20)	1.16 (1.11, 1.21)	-0.02 (-0.10, 0.07)	-0.02 (-0.09, 0.05)
神奈川	1.11 (1.03, 1.19)	1.08 (0.98, 1.16)	0.03 (-0.10, 0.18)	0.03 (-0.09, 0.15)
石川	0.65 (0.46, 0.83)	1.37 (1.07, 1.55)	-0.72 (-0.93, -0.29)	-1.11 (-1.89, -0.37)
岐阜*	1.41 (1.28, 1.52)	0.80 (0.70, 0.89)	0.61 (0.43, 0.80)	0.43 (0.33, 0.53)
愛知	1.20 (1.12, 1.27)	1.09 (1.01, 1.15)	0.11 (0.00, 0.24)	0.09 (0.00, 0.19)
三重*	1.19 (1.01, 1.37)	0.83 (0.64, 0.99)	0.35 (0.11, 0.70)	0.30 (0.10, 0.52)
京都	1.27 (1.14, 1.40)	1.25 (1.13, 1.36)	0.02 (-0.16, 0.24)	0.02 (-0.13, 0.17)
大阪	1.30 (1.25, 1.36)	1.27 (1.23, 1.31)	0.04 (-0.04, 0.12)	0.03 (-0.03, 0.09)
兵庫	1.44 (1.35, 1.52)	1.29 (1.22, 1.36)	0.14 (0.02, 0.27)	0.10 (0.02, 0.18)
愛媛	0.72 (0.53, 0.92)	0.64 (0.34, 0.87)	0.08 (-0.24, 0.54)	0.11 (-0.43, 0.61)
熊本	0.80 (0.69, 0.92)	0.58 (0.42, 0.70)	0.23 (0.05, 0.46)	0.28 (0.07, 0.52)
沖縄	1.12 (0.98, 1.24)	0.92 (0.80, 1.02)	0.20 (0.02, 0.41)	0.18 (0.02, 0.33)

括弧()内は 95%信頼区間(ブートストラップ法に基づく)を表す。

*措置開始前 7 日間に大型連休を含む北海道、岐阜県、三重県に関して、大型連休開始前 7 日間を基準として(連休の影響を取り除いて)再計算すると、相対的減少は北海道 0.21 (0.15, 0.28)、岐阜県 0.44 (0.34, 0.53)、三重県-0.02 (-0.29, 0.27)であった。

緊急事態宣言についても同様の検討を実施した(表 6)。措置前 7 日間をベースラインとした場合の緊急事態措置期間中の実効再生産数の相対的変化は 13%上昇から 47%減少であった。平均すると 26%減少(中央値で 32.0%)であった。対象とする 10 都道府県の中で、京都府と沖縄県のみ措置実施後 7 日間では実効再生産数 1 未満が達成されなかったが、残る 8 つの都道府県で 1 を下回った。

表 6: 緊急事態宣言前後 7 日間の実効再生産数の推定値

都道府県	直前 7 日間の平均 Rt	措置開始 7 日の平均 Rt	絶対的減少	相対的減少
北海道*	1.44 (1.38, 1.50)	0.79 (0.74, 0.84)	0.65 (0.58, 0.72)	0.45 (0.41, 0.49)
東京	1.14 (1.09, 1.20)	0.93 (0.88, 0.98)	0.21 (0.14, 0.29)	0.19 (0.13, 0.25)
愛知	1.20 (1.12, 1.27)	0.81 (0.76, 0.86)	0.39 (0.29, 0.49)	0.33 (0.26, 0.39)
京都	1.27 (1.14, 1.40)	1.04 (0.92, 1.16)	0.23 (0.07, 0.42)	0.18 (0.06, 0.31)
大阪	1.30 (1.25, 1.36)	0.81 (0.77, 0.86)	0.49 (0.42, 0.56)	0.38 (0.33, 0.42)
兵庫	1.44 (1.35, 1.52)	0.76 (0.70, 0.83)	0.67 (0.57, 0.78)	0.47 (0.41, 0.52)
岡山	0.48 (0.39, 0.56)	0.54 (0.41, 0.64)	-0.06 (-0.21, 0.14)	-0.13 (-0.51, 0.26)
広島	0.97 (0.90, 1.06)	0.68 (0.59, 0.75)	0.30 (0.16, 0.44)	0.31 (0.18, 0.43)
福岡	1.09 (1.03, 1.14)	0.58 (0.52, 0.63)	0.51 (0.42, 0.60)	0.47 (0.40, 0.53)
沖縄	1.12 (0.98, 1.24)	1.16 (1.04, 1.26)	-0.04 (-0.20, 0.13)	-0.04 (-0.19, 0.11)

括弧()内は 95%信頼区間(ブートストラップ法に基づく)を表す。

*措置開始前 7 日間に大型連休を含む北海道に関して、大型連休開始前 7 日間を基準として(連休の影響を取り除いて)再計算すると、相対的減少は 0.44 (0.38, 0.49)であった。

ベースラインを措置前 7 日間にしたままで、検討する重点措置期間を全期間(右側は分析時で打ち切り)に変化させた結果を表 7 に示す。実効再生産数の相対的減少は全くなしから最大 52%であり、平均すると 12%(中央値で 16%)の減少であった。ベースラインを措置前 14 日間にして、措置の全実施期間と比較した場合、実効再生産数の相対的減少は全くなしから最大 50%であり、平均すると 19%(中央値で 21%)の減少であった。

表 7: ベースライン期間を変化させた場合の重点措置期間全体の実効再生産数の減少

都道府県	措置前 7 日間 vs		措置前 14 日間 vs	
	措置期間全体の絶対的減少	措置期間全体の相対的減少	措置期間全体の絶対的減少	措置期間全体の相対的減少
北海道*	0.30 (0.20, 0.40)	0.21 (0.15, 0.27)	0.31 (0.23, 0.40)	0.21 (0.16, 0.27)
群馬	0.03 (-0.14, 0.24)	0.04 (-0.22, 0.29)	0.21 (0.09, 0.37)	0.24 (0.11, 0.40)
埼玉	0.31 (0.22, 0.40)	0.25 (0.19, 0.30)	0.31 (0.25, 0.38)	0.25 (0.21, 0.29)
千葉	0.20 (0.10, 0.32)	0.17 (0.09, 0.25)	0.24 (0.16, 0.32)	0.20 (0.14, 0.25)
東京	-0.01 (-0.07, 0.06)	-0.01 (-0.06, 0.05)	0.01 (-0.03, 0.06)	0.01 (-0.03, 0.05)
神奈川	0.14 (0.06, 0.23)	0.12 (0.06, 0.19)	0.21 (0.15, 0.27)	0.17 (0.13, 0.22)
石川	-0.19 (-0.37, 0.10)	-0.25 (-0.59, 0.11)	0.03 (-0.14, 0.20)	0.03 (-0.15, 0.19)
岐阜*	0.75 (0.62, 0.91)	0.52 (0.46, 0.58)	0.71 (0.60, 0.82)	0.50 (0.45, 0.55)
愛知	-0.05 (-0.13, 0.04)	-0.04 (-0.12, 0.04)	0.02 (-0.03, 0.09)	0.02 (-0.03, 0.07)
三重*	0.34 (0.14, 0.59)	0.29 (0.13, 0.44)	0.16 (0.02, 0.32)	0.16 (0.02, 0.29)
京都	0.19 (0.04, 0.36)	0.15 (0.04, 0.25)	0.20 (0.10, 0.31)	0.15 (0.08, 0.23)
大阪	0.32 (0.27, 0.37)	0.23 (0.20, 0.26)	0.41 (0.37, 0.45)	0.28 (0.25, 0.30)
兵庫	0.37 (0.29, 0.47)	0.25 (0.21, 0.30)	0.39 (0.32, 0.45)	0.26 (0.22, 0.29)
愛媛	-0.06 (-0.24, 0.21)	-0.09 (-0.44, 0.24)	0.21 (0.06, 0.37)	0.22 (0.08, 0.36)
熊本	0.14 (-0.02, 0.33)	0.18 (-0.02, 0.36)	0.53 (0.41, 0.67)	0.48 (0.39, 0.58)
沖縄	-0.16 (-0.27, -0.02)	-0.16 (-0.31, -0.02)	-0.07 (-0.16, 0.02)	-0.07 (-0.15, 0.01)

括弧()内は 95%信頼区間(ブートストラップ法に基づく)を表す。

*措置開始前 7~14 日間に大型連休を含む北海道、岐阜県、三重県に関して、大型連休開始前 7 日間を基準として(連休の影響を取り除いて)再計算すると、相対減少は北海道 0.20 (0.13, 0.27)、岐阜県 0.50 (0.43, 0.57)、三重県 -0.01 (-0.25, 0.21)であった。同様に、大型連休開始前 14 日間を基準として再計算すると、相対減少は北海道 0.23 (0.18, 0.28)、岐阜県 0.47 (0.41, 0.53)、三重県 0.08 (-0.06, 0.21)であった。

表 8 に緊急事態宣言について同様の結果を示す。ベースラインを措置前 7 日間にしたままで、検討する措置期間を全期間(右側は分析時で打ち切り)に変化させた場合、実効再生産数の相対的変化は 28%上昇から 53%減少であり、平均すると 28%(中央値で 38%)減少であった。ベースラインを措置前 14 日間にして、措置の全実施期間と比較した場合、実効再生産数の相対的変化は 18%上昇から最大 61%減少であり、平均すると 39%(中央値で 49%)減少であった。検討する措置期間を全期間とした場合、沖縄県を除く全ての対象都道府県(9 都道府県)で措置中の実効再生産数が 1 を下回った。

表 8: ベースライン期間を変化させた場合の緊急事態宣言期間全体の実効再生産数の減少

都道府県	措置前 7 日間 vs	措置前 7 日間 vs	措置前 14 日間 vs	措置前 14 日間 vs
	措置期間全体の絶対的減少	措置期間全体の相対的減少	措置期間全体の絶対的減少	措置期間全体の相対的減少
北海道*	0.67 (0.61, 0.75)	0.47 (0.44, 0.50)	0.68 (0.63, 0.74)	0.47 (0.45, 0.50)
東京	0.22 (0.17, 0.28)	0.20 (0.16, 0.23)	0.24 (0.21, 0.28)	0.21 (0.18, 0.23)
愛知	0.34 (0.25, 0.42)	0.29 (0.23, 0.35)	0.40 (0.33, 0.47)	0.33 (0.28, 0.38)
京都	0.46 (0.33, 0.59)	0.35 (0.28, 0.41)	0.47 (0.39, 0.55)	0.35 (0.31, 0.40)
大阪	0.65 (0.61, 0.70)	0.47 (0.45, 0.49)	0.74 (0.70, 0.77)	0.50 (0.48, 0.51)
兵庫	0.79 (0.71, 0.88)	0.53 (0.50, 0.56)	0.81 (0.74, 0.87)	0.53 (0.51, 0.55)
岡山	-0.07 (-0.20, 0.08)	-0.16 (-0.50, 0.15)	0.60 (0.50, 0.71)	0.61 (0.52, 0.70)
広島	0.41 (0.31, 0.53)	0.41 (0.32, 0.50)	0.67 (0.60, 0.75)	0.55 (0.50, 0.60)
福岡	0.53 (0.47, 0.60)	0.49 (0.44, 0.53)	0.56 (0.51, 0.62)	0.50 (0.47, 0.54)
沖縄	-0.28 (-0.43, -0.11)	-0.28 (-0.47, -0.10)	-0.20 (-0.33, -0.07)	-0.18 (-0.32, -0.06)

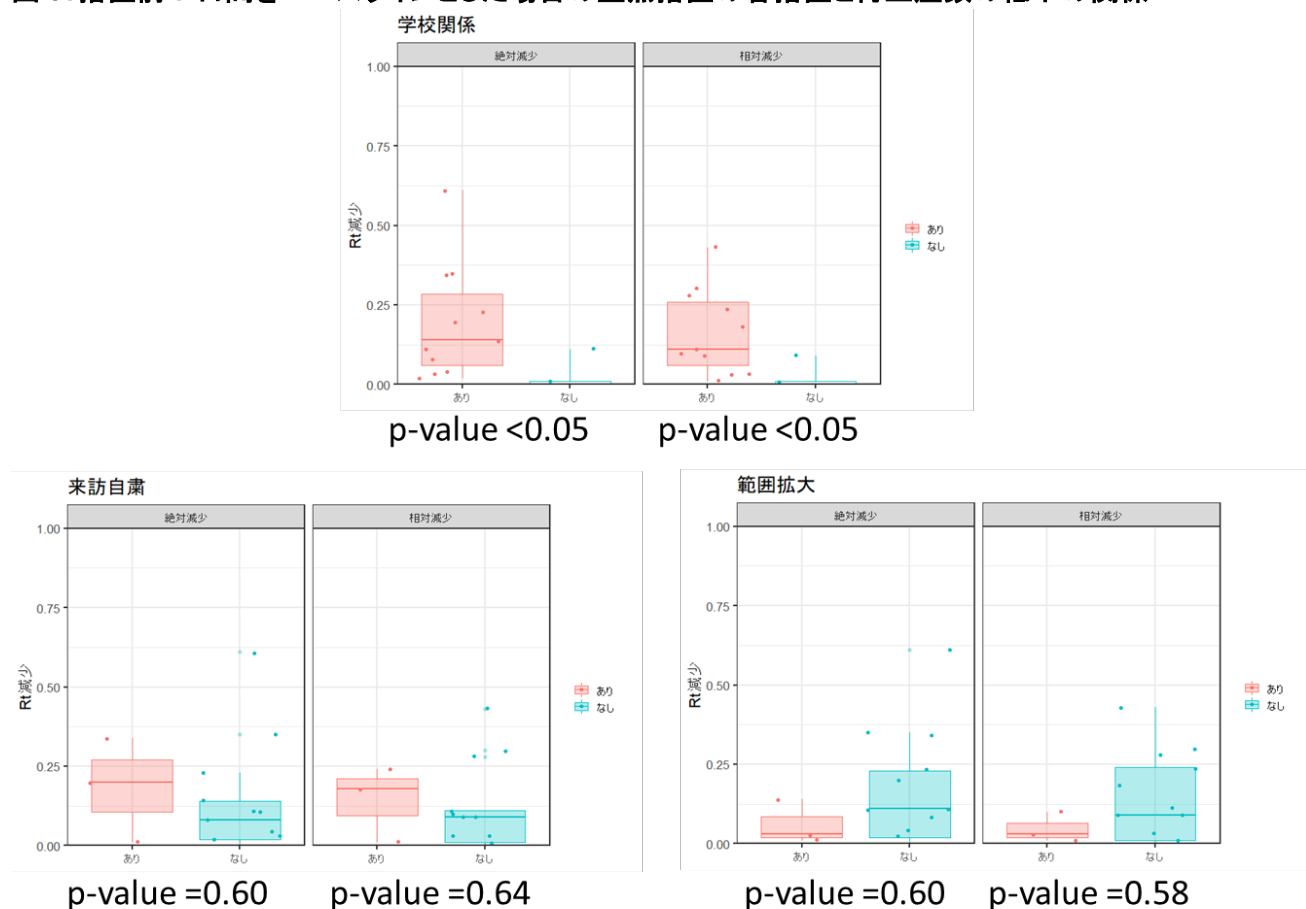
括弧()内は 95%信頼区間(ブートストラップ法に基づく)を表す。

*措置開始前 7~14 日間に大型連休を含む北海道に関して、大型連休開始前 7 日間の基準として(連休の影響を取り除いて)再計算すると、相対減少は 0.47 (0.43, 0.52)であった。同様に、大型連休開始前 14 日間の基準として再計算すると、相対減少は 0.50 (0.46, 0.53)であった。

3. 2. 2. 実効再生産数の減少と措置内容やステージとの関係

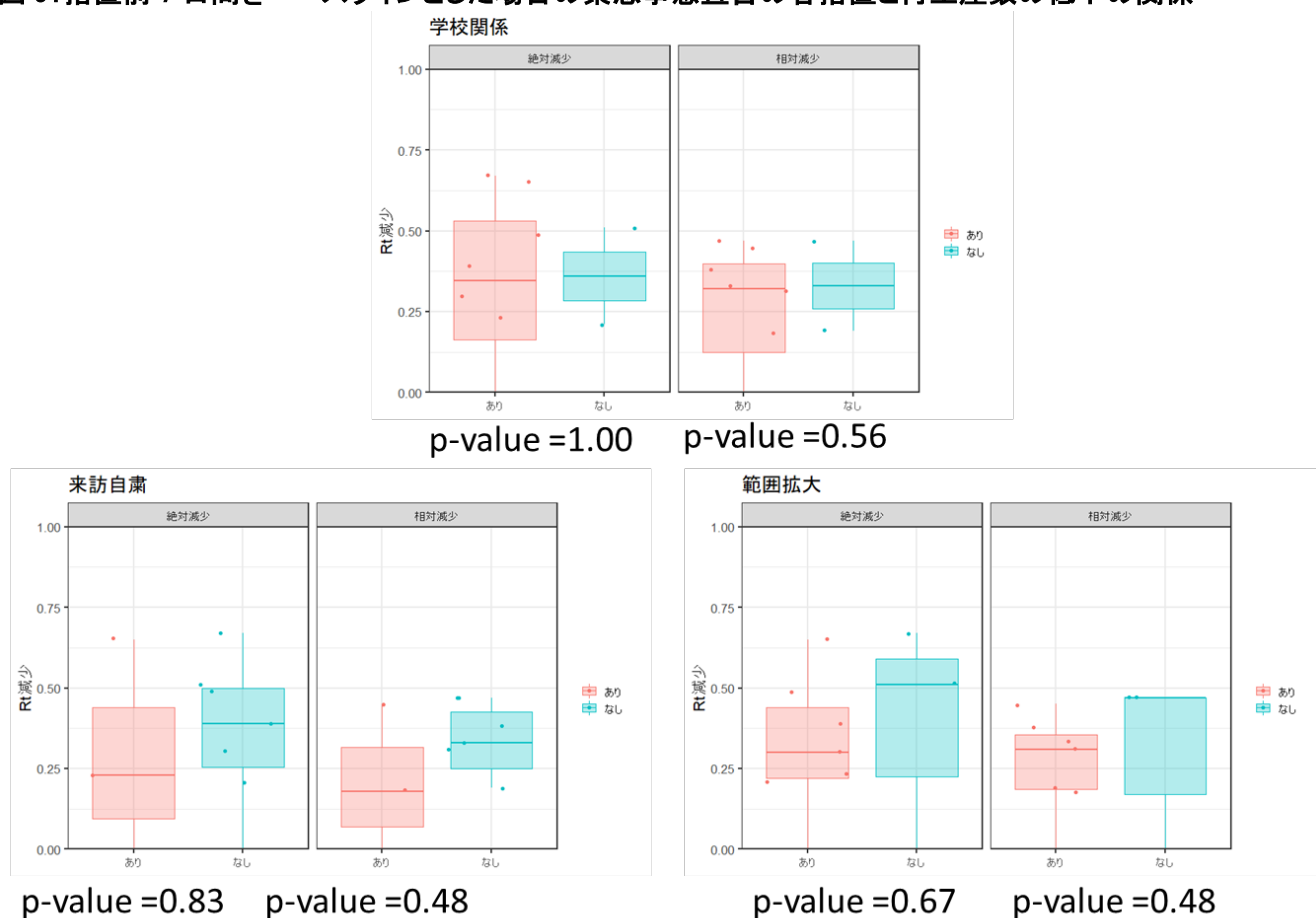
図 8 に措置前 7 日間のベースラインとした場合の、実効再生産数の重点措置を介した絶対的減少と相対的減少を措置内容別の分布にして示す。措置中に学校関係の対策の実施をしている都道府県で実効再生産数の変化が大きい傾向にあった。飲食店や施設関連、イベント対策などは全ての措置実施自治体で実施されており、対照群がないために比較検討ができなかった。図 9 に同様の結果を緊急事態宣言に関して検討した結果を示す。重点措置同様、措置の内容の別によって大きく実効再生産数の減少幅が異なるものを認めなかった。これらの結果は、ベースラインや検討対象とする措置期間の長さを変化させながら実効再生産数を推定しても変わらなかった。

図 8: 措置前 7 日間をベースラインとした場合の重点措置の各措置と再生産数の低下の関係



学校関係の対策、来訪自粛(域内の移動制限)、措置対象範囲の拡大に関する結果を示す(他の措置はほとんどの対象で実施しており、対象群なし)。p 値は Wilcoxon 検定の結果である。各図で左側パネルが実効再生産数の絶対的減少、右側パネルが相対的減少である。

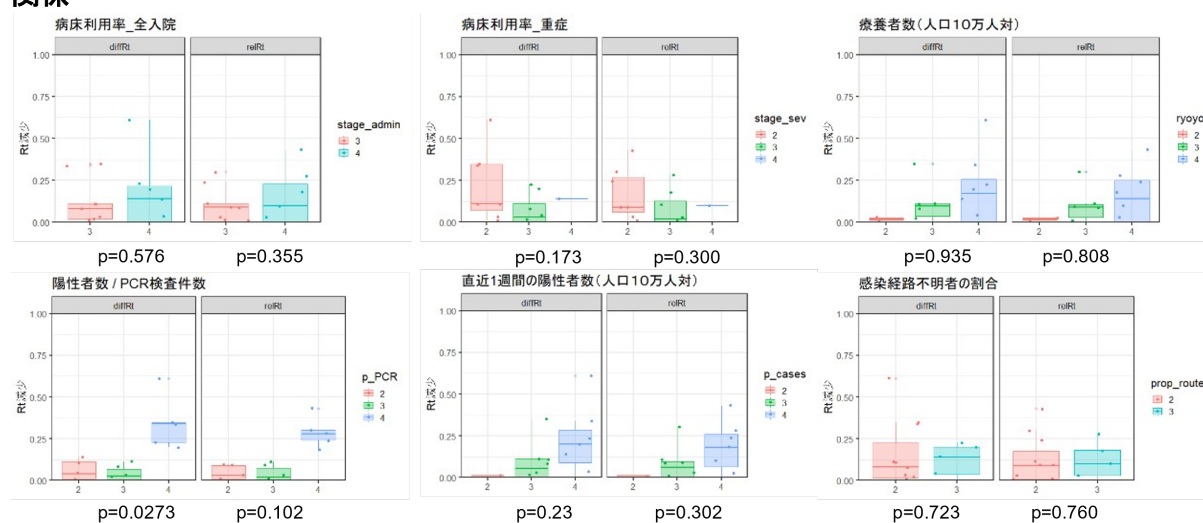
図 9: 措置前 7 日間をベースラインとした場合の緊急事態宣言の各措置と再生産数の低下の関係



措置対象範囲の拡大、学校関係の対策、来訪自粛(域内の移動制限)に関する結果を示す(他の措置はほとんどの対象で実施しており、対象群なし)。p 値は Wilcoxon 検定の結果である。各図で左側パネルが実効再生産数の絶対的減少、右側パネルが相対的減少である。

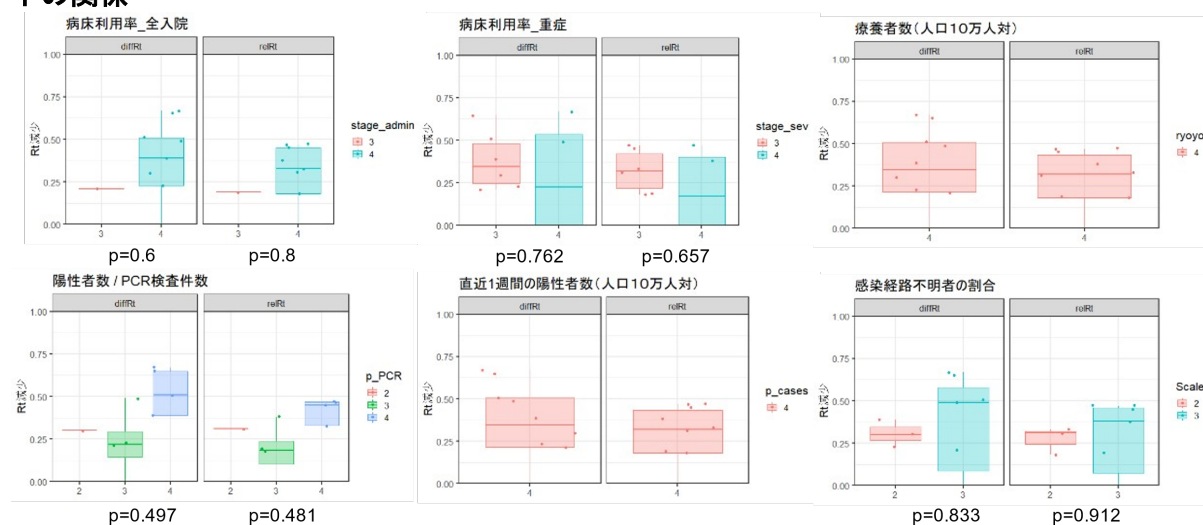
図 10 に措置前 7 日間をベースラインとした場合の、実効再生産数の重点措置を介した絶対的減少と相対的減少を、措置実施時のステージ別にして分布にして示す。PCR 陽性率がステージ 4 相当であるほうが、措置に伴う実効再生産数の変化が大きい傾向を認めた。図 11 に同様の検討結果を緊急事態宣言の実施時のステージ指標で検討した結果を示す。ステージ指標と実効再生産数の緊急事態措置前後を通じた変化の間に関連を認めなかった。これらの結果は、ベースラインや検討対象とする措置期間の長さを変化させながら実効再生産数を推定しても変わらなかった。

図 10: 措置前 7 日間をベースラインとした場合の重点措置発出時のステージと再生産数の低下の関係



横軸の数値は厚生労働省の発表資料に基づくステージ指標を表す。各図で左側パネルが実効再生産数の絶対的減少、右側パネルが相対的減少である。p 値は分散分析、もしくは Wilcoxon 検定の結果を示す。

図 11: 措置前 7 日間をベースラインとした場合の緊急事態宣言発出時のステージと再生産数の低下の関係



横軸の数値は厚生労働省の発表資料に基づくステージ指標を表す。各図で左側パネルが実効再生産数の絶対的減少、右側パネルが相対的減少である。p 値は分散分析、もしくは Wilcoxon 検定の結果を示す。

表 9 に、実効再生産数が重点措置を通じて 1 を下回ったか否かに関して、措置内容の有無との関連解析の結果を示す。重点措置の内容と $R_t < 1$ の間に明確な関連を認めなかった。

表 9: 措置前後で Rt<1 の達成と措置の内容との関連解析

措置内容	実施	Rt>1 の まま	Rt<1 を 達成	p 値	Rt>1 の まま	Rt<1 を 達成	p 値	Rt>1 の まま	Rt<1 を 達成	p 値
イベント関係	なし	0	0	1	0	0	1	0	0	1
	あり	13	3	-	12	4	-	11	5	-
外出自粛	なし	0	0	1	0	0	1	0	0	1
	あり	13	3	-	12	4	-	11	5	-
集客施設	なし	0	0	1	0	0	1	0	0	1
	あり	13	3	-	12	4	-	11	5	-
学校関係	なし	5	0	0.509	4	1	1	4	1	1
	あり	8	3	-	8	3	-	7	4	-
来訪自粛	なし	11	2	0.489	10	3	1	9	4	1
	あり	2	1	-	2	1	-	2	1	-
範囲拡大	なし	10	3	1	10	3	1	9	4	1
	あり	3	0	-	2	1	-	2	1	-
飲食関係	なし	0	0	1	0	0	1	0	0	1
	あり	13	3	-	12	4	-	11	5	-

表内の数値は対象 16 都道府県のうち該当する数を表す。p 値には Fisher 検定の結果を示す。

3. 3. 繁華街滞留人口に及ぼした効果

表 10 に重点措置および緊急事態宣言による繁華街滞留人口への影響を示す。東京都については、2 回目の緊急事態宣言は夜間滞留人口について抑制を認めた。3 回目の緊急事態宣言は、夜間のみならず夕方の滞留人口も抑制した。重点措置による滞留人口の減少はみられなかった。大阪府については、3 回目の緊急事態宣言は、すべての時間帯の滞留人口減少と関連していた。2 回目の緊急事態宣言、および重点措置による滞留人口の減少はみられなかった。

表 10. 緊急事態宣言・重点措置の人流抑制効果

東京	昼間滞留人口(12-16時)			夕方滞留人口(16-20時)			夜間滞留人口(20-24時)		
	係数	(95%CI)	p 値	係数	(95%CI)	p 値	係数	(95%CI)	p 値
2 回目の緊急事態宣言 (2021 年 1 月 8 日-3 月 21 日)	-0.058	(-0.150, 0.034)	0.218	-0.074	(-0.175, 0.027)	0.153	-0.178	(-0.311, -0.046)	0.008
重点措置(2021 年 4 月 12 日-4 月 24 日)	-0.001	(-0.160, 0.159)	0.994	-0.01	(-0.178, 0.158)	0.907	-0.102	(-0.306, 0.102)	0.327
3 回目の緊急事態宣言 (2021 年 4 月 25 日-)	-0.125	(-0.255, 0.005)	0.06	-0.154	(-0.296, -0.013)	0.033	-0.219	(-0.395, -0.042)	0.015
大阪	昼間滞留人口(12-16時)			夕方滞留人口(16-20時)			夜間滞留人口(20-24時)		
	係数	(95%CI)	p 値	係数	(95%CI)	p 値	係数	(95%CI)	p 値
2 回目の緊急事態宣言 (2021 年 1 月 14 日-2 月 28 日)	-0.08	(-0.174, 0.014)	0.094	-0.086	(-0.184, 0.013)	0.09	-0.101	(-0.217, 0.014)	0.086
重点措置(2021 年 4 月 5 日-4 月 24 日)	-0.016	(-0.154, 0.123)	0.824	-0.018	(-0.160, 0.125)	0.808	-0.093	(-0.247, 0.061)	0.236
3 回目の緊急事態宣言 (2021 年 4 月 25 日-)	-0.221	(-0.365, -0.076)	0.003	-0.243	(-0.402, -0.085)	0.003	-0.199	(-0.366, -0.033)	0.019

CI: 信頼区間

4. 考察

本報告では、2021年4月以降に実施された重点措置および緊急事態宣言の前後における疫学的な流行動態の変化について、主に2つの異なるアプローチを用いて分析を行った。分割時系列解析では、大阪府と東京都に適用された重点措置および緊急事態宣言の効果を、診断日基準のCOVID-19新規症例数、および6つのエリアカテゴリにおける人流をアウトカムとして評価した。毎日のPCR検査数やN501Y変異株の検査陽性率等を調整した上で、それぞれの効果が現れるまでの期間(lag)を8日から16日までと仮定して分析した結果、大阪府においては重点措置と緊急事態宣言のどちらについても、全てのlagにおいて新規症例数の推移のトレンドに減少変化を認めた。両措置に効果があった可能性が示唆される。一方、東京都においては、重点措置のlag=11日以降、緊急事態宣言のlag=8日以降で、新規症例数の推移のトレンドに減少変化がみられたが、分析時点のデータでは緊急事態宣言のlag=12日のみで統計学的な有意性を認めた。実効再生産数の推定では、重点措置を講じた16都道府県のうち、実効再生産数が1を下回ったのは6-8県であり、平均的な実効再生産数の相対的減少は2-19%程度と推定された。他方、緊急事態宣言期間中には、措置を講じた10都道府県のうち、8-9都道府県で実効再生産数が1を下回り、平均的な実効再生産数の相対的減少は26-39%程度と推定された。主結果の推定の中には重点措置および緊急事態宣言の発出前7日前をベースラインとする推測値が含まれており、措置開始がメディア等を通じて事前告知されたことによる国民の自主的な行動変容の影響を受けている可能性があることに留意すべきである。しかし、措置の発出前14日間をベースラインとした場合や、検討対象となる措置期間を7日間から全措置期間とした場合でも、定性的結果は大きく異ならなかった。

人流制限は、それによって感染者と感受性者の接触の機会や強度を減らし、市中での2次感染のリスクを低減することが期待されることから、非医薬品介入策として重要である[11]。これまでの研究で、人流制限は感染率の低下と関連することが示されており[12]、COVID-19発生率の低下ともよく相関している[13-15]。本報告の分析では、人流の指標としてGoogle社が公表しているCOVID-19コミュニティモビリティレポートのデータを利用した。分析対象とした東京都と大阪府では、重点措置および緊急事態宣言の効果が多くのエリアカテゴリで示唆されたが、措置前後での推移のトレンド変化は限定的であった。ただし、この分析は日単位の移動率を評価したものであることに留意する必要がある。そこで本報告では、ハイリスクな人流をより特異的に検討することを目的として、繁華街の滞留人口についても分析を行った。その結果、重点措置については、東京都、大阪府ともに繁華街滞留人口の抑制効果は限定的であったが、緊急事態宣言については、東京都では夕方と夜間、大阪府では昼間、夕方、夜間いずれについても繁華街滞留人口の抑制が認められた。

本報告で行った分析には限界がある。まず、分析時点で対象となる多くの都道府県で緊急事態宣言あるいは重点措置が実施中であり、これらの解除までの全期間の効果について評価することができなかった。今後、措置が長期化することにより効果の推定値が変化する可能性がある。分割時系列解析も実効再生産数の時系列比較も介入以外に推移の変化を説明できるものがないことを前提条件とするが、COVID-19対策は必ずしも重点措置や緊急事態宣言だけではない。注意喚起や感染防止対策の徹底の協力要請や注意喚起などは、感染発生の状況や特徴に応じて常に行われており、また重点措置や緊急事態宣言のアナウンス効果(パブリックイベントの自粛やCOVID-19のリスク認知にも影響を与える可能性がある)も時間依存性を持つ可能性がある。他にも、4月は新入生、新社会人、人事異動や昇進など、大きな社会的環境の変化を迎える人も多い。さらにゴールデンウィークのような大型連休については通常の祝日以上の影響は考慮できていない。これらを代表する共変量や交差項などをモデルに考慮し、またそれらを含めた変数選択に関しては将来的な課題である。また、分割時系列解析そのものの限界ではあるが、介入以前のトレンドをベースラインとして介入効果を推定しており、明示的に他県や変異株の割合が徐々に増加する場合などの仮想的シナリオをベースラインとして扱うことはしていない。この仮定に対する吟味も今後深めていく必要があると考える。

わが国における重点措置や緊急事態宣言は、住民および事業者の自主的な行動制限に依存するところが大きい。それらの措置に準じた対策をとるかは、人口の年齢分布や職業などの社会経済的屬性などの典型的な交絡因子の影響を受けると考えられる。また重点措置は県全域ではなく、特に重点的に対策を講じる必要があると考えられた市町村が対象であり、加えて重点措置や緊急事態宣言は基本的には飲食店や遊興施設への営業自粛や、夜間の外出自粛など、一部の業種や時間帯に要件が限定される。本分析は県・日単位の人口レベルの分析であり、これらの因子を考慮できておらず、またそれを可能とするデータも我々の知る限りでは入手可能な状態ではない。同様に、人の県間移動などに伴う空間相関なども考慮できていない。これらの未観測の交絡による残差の自己相関などについても本研究領域の課題であり、自己回帰和分移動平均モデル(ARIMA)などへの拡張も含めてさらなる検討が求められる。

今後、人々の流行の認知に伴う心理的効果や、措置とは独立の社会経済活動の背景状況などを十分に検討することが求められる。両措置の効果に関して本分析を通じて疫学的に結論づけることは困難であるが、(1)大阪における措置の時系列の患者数変化は東京よりも顕著であり、(2)重点措置で実効再生産数が1を下回ったのは16都道府県のうち6県であった一方で、緊急事態宣言では10都道府県のうち9都道府県であり、再生産数の相対的減少の程度も重点措置より大きかった。追加情報やコンプライアンス、年齢構造なども加味した上で継続的に評価を行うことが求められる。

参考文献

- [1] Bernal JL, Cummins S, Gasparrini A. Interrupted time series regression for the evaluation of public health interventions: a tutorial. *Int J Epidemiol* 2017; **46**(1): 348–55.
- [2] Penfold RB, Zhang F. Use of interrupted time series analysis in evaluating health care quality improvements. *Academic Pediatrics* 2013; **13**(6, Supplement): S38–S44.
- [3] 内閣官房新型コロナウイルス感染症対策推進室. 新型コロナウイルス感染症まん延防止等重点措置に関する公示. 2020. <https://corona.go.jp/emergency/> (accessed June 2, 2021).
- [4] Nakajo, K.; Nishiura, H. Assessing Interventions against Coronavirus Disease 2019 (COVID-19) in Osaka, Japan: A Modeling Study. *J. Clin. Med.* 2021, **10**, 1256. <https://doi.org/10.3390/jcm10061256>
- [5] Google. COVID-19: コミュニティ モビリティ レポート. 2020. <https://www.google.com/covid19/mobility/?hl=ja> (accessed June 2, 2021).
- [6] Drake TM, Docherty AB, Weiser TG, et al. The effects of physical distancing on population mobility during the COVID-19 pandemic in the UK. *Lancet Digit Health* 2020; **2**(8): e385–e7.
- [7] Nabeth P, Hassan M, Adib K, et al. New COVID-19 resurgence in the WHO Eastern Mediterranean region. *Lancet* 2021; **397**(10282): 1348–9.
- [8] 東洋経済新報社. 新型コロナウイルス 国内感染の状況. 2020. <https://toyokeizai.net/sp/visual/tko/covid19/> (accessed June 2, 2021).
- [9] Li Y, Campbell H, Kulkarni D, et al. The temporal association of introducing and lifting non-pharmaceutical interventions with the time-varying reproduction number (R) of SARS-CoV-2: a modelling study across 131 countries. *Lancet Infect Dis* 2021; **21**(2): 193–202.
- [10] Maechler M, Rousseeuw P, Croux C, et al. robustbase: Basic Robust Statistics. R package version 0.93–8. 2021. <http://robustbase.r-forge.r-project.org/> (accessed June 3, 2021).
- [11] Pan A, Liu L, Wang C, et al. Association of Public Health Interventions With the Epidemiology of the COVID-19 Outbreak in Wuhan, China. *JAMA* 2020; **323**(19): 1915–23.
- [12] Nouvellet P, Bhatia S, Cori A, et al. Reduction in mobility and COVID-19 transmission. *Nat Commun* 2021; **12**(1): 1090.
- [13] Chinazzi M, Davis JT, Ajelli M, et al. The effect of travel restrictions on the spread of the 2019 novel coronavirus (COVID-19) outbreak. *Science* 2020; **368**(6489): 395–400.
- [14] Kraemer MUG, Yang CH, Gutierrez B, et al. The effect of human mobility and control measures on the COVID-19 epidemic in China. *medRxiv* 2020.
- [15] Badr HS, Du H, Marshall M, et al. Association between mobility patterns and COVID-19 transmission in the USA: a mathematical modelling study. *Lancet Infect Dis* 2020; **20**(11): 1247–54.