

## 2 度目の緊急事態宣言が COVID-19 感染拡大速度に与えた影響に関する研究

川端 祐一郎 (京都大学大学院工学研究科都市社会工学専攻, kawabata.yuichiro.8x@kyoto-u.ac.jp)

上田 大貴 (一般社団法人システム科学研究所, h-ueda@issr-kyoto.or.jp)

藤井 聡 (京都大学大学院工学研究科都市社会工学専攻, fujii@trans.kuciv.kyoto-u.ac.jp)

A Study on the effect of the second state of emergency on the spreading speed of COVID-19

Yuichiro Kawabata (Department of Urban Planning, Graduate School of Kyoto University)

Hiroataka Ueda (Institute of Systems Science Research)

Satoshi Fujii (Department of Urban Planning, Graduate School of Kyoto University)

### 要約 (アブストラクト)

新型コロナウイルス感染症 (COVID-19) への対策として、日本では 2020 年 4 月から 5 月に 1 度目、2021 年 1 月から 3 月にかけて 2 度目の緊急事態宣言が発出され、これに合わせる形で飲食店の営業時間短縮、不要不急の移動の自粛、テレワークの推進などが行われた。緊急事態宣言のように社会活動の大幅な抑制を目指した政策は、経済的な損失を始めとして副作用を伴い得るものであるため、それがどの程度の効果を持つものであるかを見極めた上で、適切に実施される必要がある。本研究では、2021 年 1 月から地域限定で発出された 2 度目の緊急事態宣言が感染拡大を抑制する効果に着目し、2020 年 12 月 27 日～2 月 14 日までの新規感染者数 (2021 年 1 月 10 日から 2 月 28 日までの報告数を 14 日間遡及させたもの) から導いた感染増加速度及び実効再生産数を従属変数とし、対象地域の内外と宣言の前後の二つを要因とする反復測定分散分析を行った。その結果、宣言の前後及び対象地域の内外で統計的に有意な差がなく、両者の交互作用も見られず、2 度目の緊急事態宣言が感染を抑制したということは統計学的に出来ないという結果が得られた。

### キーワード

新型コロナウイルス感染症、COVID-19、緊急事態宣言

### 1. 背景と研究目的

COVID-19 の流行下では、先進各国を中心にして、都市のロックダウンを始めとする包括的な行動制限措置が実施された。我が国においても、新型インフルエンザ等対策特別措置法第 32 条第 1 項の規定に基づき、2020 年 4 月 7 日に東京、神奈川、埼玉、千葉、大阪、兵庫、福岡の 7 都府県に対し緊急事態宣言が発令され、同 16 日には全国へ拡大された。これらは 5 月 14 日に 39 県、21 日に関西の 3 府県、25 日に関東の 1 都 3 県と北海道で解除されるまで、約 1 ヶ月半にわたって継続された。

またその後、2020 年 12 月頃からの感染増加を受け、2021 年 1 月 8 日から首都圏の 1 都 3 県に対し緊急事態宣言が発令され、13 日には大阪、兵庫、京都、愛知、岐阜、福岡、栃木の 7 府県に拡大された。この措置は、2 月 8 日に栃木県、3 月 1 日に首都圏以外の 2 府 4 県、3 月 21 日に首都圏で解除されるまで、約 2 ヶ月半に渡り継続された。さらに 2021 年 4 月にも緊急事態宣言が改めて発令され、本稿執筆時点においても継続中である。

感染症の急拡大を防ぐための措置としてやむを得ないとされていたとはいえ、緊急事態宣言に伴う飲食店の営業

自粛や移動・外出の削減は、経済活動の低下など様々な弊害を伴い得る。そのため、実施に当たってはそうした弊害とのトレードオフを慎重に検討することが必要であり (藤井ら, 2020)、またその緊急事態宣言が実際にどの程度の感染予防効果を発揮したのか等を逐次検証し、今後の対策に活かさなければならない。最初の大規模な緊急事態宣言やロックダウンに関しては、前例が乏しいことから、効果の見通しが不明確であっても安全策として強力な措置が取られることは自然である。しかし事後的な効果検証なくしては、将来の対策について、社会的に良質な合意を形成することは難しいと考えられる。

そこで本研究では、今後のパンデミック対策としての緊急事態宣言等実施の判断に資することを目的として、2021 年 1 月から発出された 2 度目の緊急事態宣言の効果を、地域別の感染拡大速度に着目することにより、統計的に検証することとした。

### 2. 既往研究と本研究の位置づけ

#### 2.1 海外のロックダウン等に関する研究

海外では、ロックダウン等の大規模な行動制限プログラムの効果について、様々な検証が行われている。

Flaxman et al. (2020) は、COVID-19 流行下の 2020 年 2 月～5 月上旬におけるヨーロッパ 11 ヶ国でのソーシャルデ

イスタンシグや学校の閉鎖、国境の封鎖、隔離、ロックダウンといった非医薬品介入が実効再生産数に与えた影響について分析した。各介入が連続して実施されたため、それぞれの介入と効果の関係を明確に確認することは難しいものの、ロックダウンには識別可能な効果があったとし、実効再生産数を 3.8 から 0.66 に減らし、310 万人の死者を回避したと述べている。

また Hyafil & Morina (2020) は、スペインで実施された COVID-19 に対するロックダウン措置が感染者数および再生産数に与えた影響を、集団における感染症流行を記述する古典的なモデルである SIR モデルをベースに用いて、介入前、緊急事態宣言発令中、ロックダウン中の 3 期間の再生産数を推定することで評価した。その結果、増加していた感染者数は、ロックダウン後減速しており、再生産数も介入前の 5.89 から非常事態宣言後に 1.86、ロックダウン後に 0.48 へ減少したと述べている。

ロックダウンの効果に懐疑的な見方を示す研究もある。Grant (2020) は、イギリスにおけるロックダウンの実施に応じた再生産数の変化を検証し、社会経済活動への大規模かつ強制的な制限が課される 3 月 23 日以前に再生産数が減少していたこと、4 月中旬から 6 月中旬における国レベル・地域レベルの再生産数の減少はこうした制限を行っているにも関わらず比較的遅かったと述べた。3 月 16 日からソーシャルディスタンシグや重症化リスクが高い人の自主隔離を、さらにそれ以前から衛生向上と警戒を呼び掛けていたこと、3 月 9 日から旅行者や公共交通利用者は減り始めていたこと、ロックダウン後もホームレスシェルターのような多くの人々が密集する狭い空間や、スーパープレディングイベントでの感染が起きていることを、その要因として指摘している。Santamaria & Hortal (2021) は、スペインにおける実効再生産数の変化と封じ込め措置との関連を検証し、16 地域中 14 地域で実効再生産数の大幅減少が全国的な封鎖の開始に先行していたことを示した。また再生産数は封鎖の実施後、3 地域では同じペースで減少が継続、2 地域では増加、8 地域ではペースを落として減少しており、その後行われた封鎖の強化は再生産数に影響を与えていなかったと指摘している。

また、ロックダウンの効果を検証することの難しさについても、指摘がある。Loewenthal et al. (2020) は、封鎖政策が COVID-19 による死亡者数に与える影響について、既往の研究は介入の程度が仮定に基づいており実際の接触量の変化を反映していない、封鎖の期間、厳格さ、早さのいずれが大きな影響を与えるかは不明であるといった課題について述べている。その上で、モビリティデータと死亡率の関係性を分析し、日本を除く OECD 諸国において 10 人の死亡が確認された時点に対するソーシャルディスタンシグ政策の開始時期の早さが、死亡率の低さと相関していることを示している。

ロックダウンそのものではないが「隔離」政策の効果についての研究も存在し、Nussbaumer-Streit et al. (2020) は、感染者との接触者や流行地域からの帰国者、流行地域の市民の隔離がもたらす効果に関するモデリング研究をレビューし、隔離政策は感染の 44~96%、死亡の 31~76%、再生産数の 37~88% の減少に寄与した可能性があるまとめている。

## 2.2 日本の緊急事態宣言に関する研究

日本においては廣井(2020)が、我が国における「拘束力のない行動自粛要請」としての緊急事態宣言の効果について検証している。その結果、緊急事態宣言は通勤目的の外出を減少させ、人と会った回数を減らす効果があったと言えるが、食事や観光目的の外出は緊急事態宣言発出前から既に多くの人が控えていたと指摘されている。なお廣井は、緊急事態宣言が外出削減を促した効果を分析しているのみで、それが感染の抑制に効果を持ったか否かについては検証されていない。

足立ら (2021) は、スマートフォンで計測された歩数データを全国の 1200 名から収集し、都道府県・性別・年代別に、1 回日の緊急事態宣言の前後での 1 日・1 人あたりの歩数の変化を集計している。これによると、全体として歩数は大幅に減少しており、特に三大都市圏の 20 代男性においてはマイナス 40%、20 代女性においてはマイナス 48.5% と大きく減少していた。ただしこの研究も、緊急事態宣言が行動に与えた影響を示しているのみで、感染の抑制に成功したか否かは定かでない。

Yamamura & Tsutsui (2020) は、1 回目の緊急事態宣言の前後でパネル調査を行い、緊急事態宣言が人々の感染防止行動と精神状態に与えた影響について考察している。この分析によると、緊急事態宣言は、人々の感染防止行動を促す効果を持っていたが、同時に怒り、恐怖、不安といったネガティブな心理を生み出す結果となった。ただし、感染防止を促進する効果は、ネガティブな心理的影響よりも大きかったとされている。なおこの研究でも、緊急事態宣言が実際の感染者数等を抑制する効果を持ったか否かは検証されていない。

行動ではなく感染の抑制効果に着目した研究も、数は少ないものの、行われている。Kuniya (2020) は 2020 年 3-5 月の COVID-19 第一波に関して、SEIR モデルの当てはめにより緊急事態宣言の効果の推定を試みている。その分析によると、緊急事態宣言前の推移に基づけば基本再生産数が 2.6 程度と推定されるのが、宣言期間中には社会的接触率の 8 割削減が実現されていたとみられ、同時にそれによって再生産数が 0.36 程度まで抑えられたこと、そして緊急事態宣言の解除後には再生産数が 1 を超える状況となっていることを示した。ただしこの研究では感染から報告までの遅れが考慮されておらず、緊急事態宣言がトレンドの

転換点であったと言えるか否かについては疑問も残る。また、こうした分析をタイムラグを考慮した上で行ったとしても、緊急事態宣言は全国的に発出されていることから、緊急事態宣言の効果と時点の効果を原理的に分離することができず、その分析結果をもってして緊急事態宣言の効果があったという因果関係についての結論を統計学的に導き出すことは困難だとも言える。すなわち、緊急事態宣言を出す時期において、宣言とは別の理由でたまたま感染者数が減少しており、宣言を解除した時期に同じく宣言とは別の理由でたまたま感染者数が拡大しているという可能性を棄却できず、宣言効果を検証することが原理的に難しい。

Kurita et al. (2021)は、2020年1月から2021年1月までの国内データを用い、COVID-19の実効再生算数を推定した上で、気温、湿度、モビリティ、休校及びイベント自粛要請(2020年2-3月)、1回目の緊急事態宣言、GoToトラベルキャンペーン、2回目の緊急事態宣言を説明変数とし、実効再生算数の変動を説明する回帰分析を行っている。その結果、2度の緊急事態宣言が実効生産数を有意に低下させていることが示唆された。これは感染抑制効果を目的変数とした数少ない、重要な知見であるが、Kurita et al. (2021)は宣言の発出エリアの内外という地域差は考慮せずに日本全体のデータを用いて分析を行っていることから、上述のように時点の効果と緊急事態宣言の有無の効果を分離することができておらず、したがって、緊急事態宣言に「よって」感染速度が低下したか否かを実証的に判別し難いという課題が残されている。特に、休校要請等が再生算数を有意に「上昇」させ、GoToトラベルキャンペーンが有意に「低下」させているが、これらはそれぞれ、感染拡大期に休校要請をし、感染が落ち着いている時期にGoToキャンペーンが行われたことの反映に過ぎないという可能性も考えられ、上述のような分析デザイン上の限界をより強く疑わせる結果となっていると言える。

### 2.3 本研究の位置づけ

以上のように、ロックダウンや緊急事態宣言が感染拡大を抑制する効果を持つ可能性を示唆する研究が存在しているものの、ロックダウン以前から衛生意識の向上やソーシャルディスタンスなどの対策によって既に感染の減速が始まっていた可能性も指摘されており(Grant, 2020)、国内では研究例が不足していることもあって、こうした社会全体に対する行動制限措置が感染速度を低下させた主要な原因ではなかったという疑いも払拭できない。特に我が国においては、緊急事態宣言による効果と時期による効果とを分離した上で検証が行われておらず、緊急事態宣言の時期に、「たまたま」感染収束のタイミングが一致していたという可能性も存在している。もしその可能性が正しかった場合、上述の Kuniya (2020)

や Kurita et al. (2021) の様な「緊急事態宣言には効果があった」と解釈されている実証知見も、緊急事態宣言が感染抑制効果を持っていたという因果関係を意味するものではないと理解される。実際、藤井ら(2020)が指摘しているように、2020年3月から4月にかけての感染日ベースの感染者数(報告日から14日前を感染日と想定したもの)は、同年4月7日の緊急事態宣言の10日も前にピークアウトを始めており、かつ、その感染者数の低スピードもまた、4月7日の緊急事態宣言によって統計学的に有意に下落しているという傾向は見られない。この点を踏まえれば、Kuniya (2020)や Kurita et al. (2021) が報告している、緊急事態宣言期間中の方がそれ以外の時期に比べて感染拡大が抑止されているという実証的知見は、緊急事態宣言により感染が抑止されているという因果関係を意味しているとは限らず、両者の時期がたまたま重なり合った事を意味しているという可能性も相当程度考えられる。

ただし、2020年4月の我が国における1度目の緊急事態宣言は、同月16日からは全国に発出され、時期の効果と宣言の効果を分離することが困難であるものの、2021年1月の2度目の緊急事態宣言は、一部地域にのみ限定して発出されていることから、宣言対象地域の内側と外側とで感染推移パターンを比較することを通して、緊急事態宣言による感染抑制効果という因果関係を検証するにあたって、新たな視点からの分析機会を提供するものである。にもかかわらず、緊急事態宣言による感染抑制効果の有無という、合理的な感染症対策を考える上で極めて重大な意義を持つ問題について、この点に着目した実証研究はなされていない。この現状は、大いに憂慮すべきものであると言えるだろう。なぜなら、緊急事態宣言という、我が国経済に極めて深刻なダメージをもたらすであろうことが予期される措置を正当化する唯一の根拠が「感染症抑制効果」であるにもかかわらず、その効果に疑問が残るからである。このままでは、有効性が明確でないが副作用だけは明確にある対策が講じられるという、不健全な事態が継続されかねない。

については本研究では、我が国における2度目の緊急事態宣言の前後期における新規感染者数から導かれる感染増加速度及び実効再生算数のデータを用いて、宣言前後において感染者数が抑止されるという傾向が見られたか否かという一般的な視点に基づく宣言効果検証を行うのみならず、宣言対象地域の新規感染者数が非対象宣言地域外のそれに比べてより早く収束していくのか否かという視点での検証を行い、我が国の緊急事態宣言の感染抑制効果について、既往研究にない新たな観点から実証的知見を得ることを目的とする。本研究のこうした分析およびその公表の実践は、「研究者・科学者による、我が国の緊急事態宣言の感染抑制効果についての実証的知見の蓄積」という社

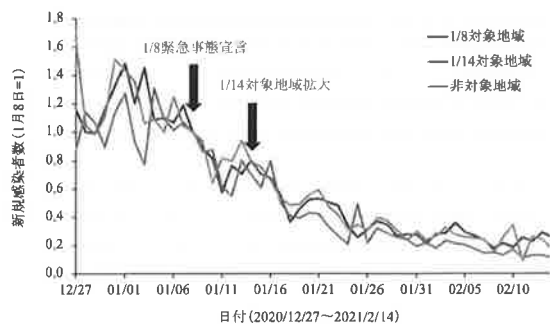


図-1：新規感染者数推移（1月8日=1）の地域間比較

会共同作業に貢献を果たす事となると期待できるものと考えられる。

### 3. 分析手法

#### 3.1 分析ケース

本研究では、日本で2021年1月に行われた2度目の緊急事態宣言の発出が新規陽性者数の変化スピードに与えた効果について、緊急事態宣言前/後という時期の区別及び宣言対象/非対象という地域の区別に着目しながら分析する。

2度目の緊急事態宣言では、埼玉県、千葉県、東京都及び神奈川県（以下1都3県）が1月8日から対象となり、栃木県、岐阜県、愛知県、京都府、大阪府、兵庫県及び福岡県（以下7府県）が同14日から対象となった（官報，2021a；官報，2021b）。そこで分析も、以下の2ケースに分けて行うこととする。

- (a) 1月8日の宣言対象地域1都3県と、非対象地域を比較
- (b) 1月14日の宣言追加地域7府県と、非対象地域を比較

なおここで「非対象地域」は、1月8日、14日のいずれにおいても宣言の発出対象とならなかった36道県を指す。飲食店の営業時間短縮等は、対象地域においてのみ行われたので、仮に緊急事態宣言に効果があったのだとすれば、対象地域においてのみ感染が抑制されるはずである。

分析の対象とする従属変数は、まず、各日からみて3日前の新規感染者数と3日後の新規感染者数の比をとった1週間増加率とし、これを本研究では「感染増加速度」と呼称する。1週間の幅をもった比率を使用するのは、同一曜日で比を取ることで曜日ごとの特性の影響を受けないようにするためであり、前後3日の値を使用するのは、遅行又は先行指標になることを避けるためである。なお、感染から発症までの潜伏期間が5-6日、診断に要する時間が7-8日、報告に要する時間が1-2日とされていることから（Linton et al., 2020；西浦，2020）、感染日と陽性報告日との間には14日のタイムラグ（時間差）があると仮定し、この仮定に基づいて「ある日の新規陽性者数」は、その日の14日前の「新規感染者数」と見なされるものとした。陽性者数としては、東洋経済オンライン（2020）が公開しているデータを用いた。

ところで、陽性者数の増減（感染の拡大・収束）を表す指標としては、実効再生産数の概念を用いることが一般的になりつつある。実効再生産数は1人の感染者が平均して何人の他人へ2次感染させているかを表す指標であり、推

表-1：感染増加速度のデータ概要（群ごと）

ケース	地域	時期	平均	標準偏差
(a)	非対象	1/8宣言前	0.86	0.14
		1/8宣言後	0.84	0.40
	対象	1/8宣言前	0.90	0.22
		1/8宣言後	0.82	0.23
(b)	非対象	1/14宣言前	0.85	0.13
		1/14宣言後	0.85	0.44
	対象	1/14宣言前	0.84	0.21
		1/14宣言後	0.84	0.24

表-2：実効再生産数のデータ概要（群ごと）

ケース	地域	時期	平均	標準偏差
(a)	非対象	1/8宣言前	0.90	0.11
		1/8宣言後	0.87	0.26
	対象	1/8宣言前	0.92	0.16
		1/8宣言後	0.86	0.17
(b)	非対象	1/14宣言前	0.89	0.10
		1/14宣言後	0.87	0.28
	対象	1/14宣言前	0.88	0.15
		1/14宣言後	0.87	0.18

表-3：感染増加速度のデータ概要（水準ごとの計）

ケース	要因	水準	平均	標準偏差
(a)	地域	非対象地域	0.85	0.36
		1/8対象地域	0.84	0.23
	時期	1/8宣言前	0.90	0.19
		1/8宣言後	0.80	0.29
(b)	地域	非対象地域	0.85	0.36
		1/14対象地域	0.80	0.22
	時期	1/14宣言前	0.85	0.19
		1/14宣言後	0.81	0.31

表-4：実効再生産数のデータ概要（水準ごとの計）

ケース	要因	水準	平均	標準偏差
(a)	地域	非対象地域	0.88	0.23
		1/8対象地域	0.88	0.17
	時期	1/8宣言前	0.93	0.13
		1/8宣言後	0.85	0.20
(b)	地域	非対象地域	0.88	0.23
		1/14対象地域	0.84	0.17
	時期	1/14宣言前	0.89	0.14
		1/14宣言後	0.85	0.21

表-5：感染増加速度に関する分散分析（1/8 対象地域）の結果

(a) 1/8対象地域(検定対象は感染増加速度)

要因	分散分析					検出力分析	
	Df	Sum Sq	Mean Sq	F value	Pr(>F)	基準1	基準2
時期(宣言前/後)	1	0.045	0.045	0.381	0.540	1.000	0.598
日残差	48	5.625	0.117				
地域(対象内/外)	1	0.003	0.003	0.045	0.834	1.000	1.000
地域と時期の交互作用	1	0.021	0.020	0.322	0.573	1.000	0.852
日残差と地域の交互作用	48	3.049	0.064				

(日に関して反復測定) \*\*: p<.01; \*: p<.05; .: p<.10

表-6：感染増加速度に関する分散分析（1/14 対象地域）の結果

(b) 1/14対象地域(検定対象は感染増加速度)

要因	分散分析					検出力	
	Df	Sum Sq	Mean Sq	F value	Pr(>F)	基準1	基準2
時期(宣言前/後)	1	0.074	0.074	0.624	0.434	1.000	0.697
日残差	48	5.695	0.119				
地域(対象内/外)	1	0.067	0.067	1.197	0.279	1.000	0.998
地域と時期の交互作用	1	0.063	0.063	1.131	0.293	1.000	0.950
日残差と地域の交互作用	48	2.673	0.056				

(日に関して反復測定) \*\*: p<.01; \*: p<.05; .: p<.10

基準1: ピーク前の急増状態から、16週間で収束する漸減状態への減速を検出  
 基準2: ピークでの横ばい状態から、16週間で収束する漸減状態への減速を検出

計方法は様々に考え得るが、COVID-19 の流行状況把握においては、東洋経済オンライン (2020)、西浦 (2020)、Nishiura et al. (2010)に見られるような、1週間増加率を平均世代時間 (1 次感染から 2 次感染までの平均次官) あたりの増加率に換算する方法が広く用いられており、平均世代時間は概ね 5 日間とされている。そこで本研究では、上述の感染増加速度を 5/7 乗してスケーリングした値を、実効再生産数として使用することとする。なお、東洋経済オンライン (2020) 等では、直前 1 週間の陽性者数とその前の 1 週間の陽性者数の比を 5/7 乗する方法が採用されているが、曜日間の変動を平滑化する方法の違いと、感染から陽性報告までのラグを考慮するか否かの違いを除けば、両者とも本質的には「平均世代時間あたりの増加率」を求めている点で同等である。

分析対象期間は、全国の報告日ベースの陽性者数が最大値をとりその後減少が始まる転換点となった 2021 年 1 月 10 日から、その後の再拡大に向かうプロセスの中で一旦、底を打つ形を迎えた日程である 2 月 28 日までの 50 日間、すなわち推計感染日ベースで言うと 2020 年 12 月 27 日から 2021 年 2 月 14 日までの 50 日間とする。1 月 8 日に宣言対象となった地域については、「宣言前」は 2020 年 12 月 27 日から 2021 年 1 月 7 日までの 12 日間、「宣言後」は

2021 年 1 月 8 日から 2 月 14 日までの 38 日間が分析対象となる (N=12,38)。また 1 月 14 日に宣言対象となった地域については、「宣言前」は 2020 年 12 月 27 日から 2021 年 1 月 13 日までの 18 日間、「宣言後」は 2021 年 1 月 14 日から 2 月 14 日までの 32 日間が分析対象である (N=18,32)。

ここで図-1 に、1 月 8 日の非常事態宣言対象地域、1 月 14 日に対象に追加された地域、その他の地域のそれぞれについて、今回用いる感染日ベースの新規感染者数の推移を示す。このグラフでは、「推移パターン」の類似性を比較可能とすることを企図して、それぞれの地域に関し 1 月 8 日の感染者数を 1 とした比率で表示している。

次に、こうして作成したデータを用いて、「1/8 対象地域」「1/14 対象地域」「非対象地域」の 3 つの地域について対象期間の各日ごとの感染速度を算定し、これを用いてさらに「宣言前および宣言後の地域別の感染速度平均」を求めた。表 1 は、以上のプロセスを経て求めた、ケース (a)(b)のそれぞれについての「宣言前後の地域別感染速度」について、地域・時期ごとに平均値等の記述統計をまとめたものである。なお表-2 は、「対象地域における、宣言前と宣言後の総平均」や「宣言前における、対象地域と非対

表-7：実効再生産数に関する分散分析（1/8 対象地域）の結果

(a) 1/8対象地域(検定対象は実効再生産数)

要因	分散分析					検出力	
	Df	Sum Sq	Mean Sq	F value	Pr(>F)	基準1	基準2
時期(宣言前/後)	1	0.034	0.034	0.619	0.435	1.000	0.652
日残差	48	2.640	0.055				
地域(対象内/外)	1	0.000	0.000	0.011	0.916	1.000	1.000
地域と時期の交互作用	1	0.008	0.008	0.272	0.605	1.000	0.909
日残差と地域の交互作用	48	1.341	0.028				

(日に関して反復測定) \*\*: p<.01; \*: p<.05; .: p<.10

表-8：実効再生産数に関する分散分析（1/14 対象地域）の結果

(b) 1/14対象地域(検定対象は実効再生産数)

要因	分散分析					検出力分析	
	Df	Sum Sq	Mean Sq	F value	Pr(>F)	基準1	基準2
時期(宣言前/後)	1	0.058	0.058	1.029	0.315	1.000	0.742
日残差	48	2.707	0.056				
地域(対象内/外)	1	0.030	0.030	1.212	0.276	1.000	0.999
地域と時期の交互作用	1	0.026	0.026	1.055	0.310	1.000	0.975
日残差と地域の交互作用	48	1.194	0.025				

(日に関して反復測定) \*\*: p<.01; \*: p<.05; .: p<.10

基準1: ピーク前の急増状態から、16週間で収束する漸減状態への減速を検出  
 基準2: ピークでの横ばい状態から、16週間で収束する漸減状態への減速を検出

象地域の総平均」のように、水準ごとに整理したものである。

### 3.2 分散分析

ケース(a)、(b)のそれぞれについて、宣言対象地域内/外の感染者数合計の「増加速度」(前日比)を従属変数とし、要因を地域(宣言対象地域内/外)と時期(宣言発出前/後)とする分散分析を行う。なお、日に関する反復測定を考慮する。

この分析は、都道府県別・日別の感染速度のパラつきを、

- ① 宣言前/後という時期の違い
- ② 対象/非対象という地域の違い
- ③ 時期と地域の交互作用
- ④ 誤差

に分解し、①、②、③が誤差に対して有意に大きいか否かを検定するものである。

仮に緊急事態宣言が感染拡大速度に有意な影響を与えるのだとすると、例えば「対象地域においては緊急事態宣言の前後で感染速度が大きく異なり、非対象地域においてはそれに比べて変化がない」ということが考えられるが、

その場合は③の交互作用が有意となり得る。あるいは、緊急事態宣言はマスコミ報道等を通じて全国的に周知されるため、「緊急事態宣言の対象地域か否かにかかわらず、すべての都道府県で住民が行動を抑制し、結果として同じように感染速度が低下する」ということも考えられるが、この場合は①の時期の効果が有意となり得る。

## 4. 分析結果

### 4.1 分散分析

(a) 1月8日の宣言対象地域1都3県と非対象地域、(b) 1月14日の宣言追加地域7府県と非対象地域について、宣言対象地域内/外の感染者数合計の増加速度(前日比)を従属変数とし、地域(宣言対象地域内/外)と時期(宣言発出前/後)を要因として、両者の交互作用も考慮して行った分散分析の結果は、表-3の通りである。(a)、(b)の双方の比較ケースにおいて、地域の主効果、時期の主効果、地域と時期の交互作用は、いずれも統計的に有意ではなかった。

この結果は、感染者数の増加速度は、緊急事態宣言の対象地域内外で差がないこと、緊急事態宣言発出前後で差がないこと、そして対象地域内外の差が宣言発出の前後で異

なる（もしくは宣言発出の前後の差が対象地域の内外で異なる）わけでもないことを意味している。つまり、緊急事態宣言は、COVID-19の感染拡大速度に有意な影響を与えていなかったという可能性が示唆されていると言える。

#### 4.2 検出力分析

なお、有意差が見いだされなかった原因としては、今回の分析デザインの検出力不足の可能性も否定できないため、有意差がないことをもって直ちに効果がないと結論付けることはできない。そこで、検出力分析（パワーアナリシス）を実施することとした。post-hocの検出力分析においては、社会的に意味があると言える効果量を設定し、本分析のサンプルサイズ及び残差平方和等の条件の下で、当該効果量が真に存在した場合に有意差として検出できる確率を計算することになる。表5から表8の「検出力分析」の欄に示した数値は、その確率（検出力）である。仮に検出力が0.9であれば、事前に設定した「社会的に意味のある効果量」が真に存在した場合、本分析の条件下で90%の確率で有意差として検出できることを意味する。

「社会的に意味のある効果量」としては、以下の考え方により今回は2つの基準を設定した。緊急事態宣言は、感染者の急増を受けて、それを社会的に受容可能な水準にまで低減させることを企図して発令されるものである。そこで、東京都の第三波感染者数がピーク時2500名/日、緊急事態宣言解除時に300名/日程度であったことから、これだけの感染者数減少を実現することが社会目標であったとの想定の下で、効果量基準を検討した。比率で言えば0.12倍であり、現実にはこれが2ヶ月程度で達成された。ただし、効果量を大きく設定すると検出力は増大することになるため、保守的な検定とするために、今回の検出力分析では「4ヶ月間で0.12倍」（週あたり約0.876倍）という、実際よりも2倍程度緩慢な減少ペースを想定することとした。次に、緊急事態宣言の目的は増加局面を減少局面へ転換させることであるから、増加局面の増加率を基準として、その増加率から上記増加率（減少率）への減少幅を「社会的に意味のある効果量」とみなすべきである。そこで、増加局面であった、本研究の分析期間の直前1週間の感染増加速度及び実効再生算数の平均値と、「4ヶ月間で日別感染者数0.12倍」を達成する場合のそれぞれの値の差を求めると、感染増加速度は-1.224、実効再生算数は-0.770という下落が実現すれば、「社会的に意味のある効果」が得られたことになる。ただし今回は慎重な判断を期して、さらに小さな効果量についても検出力を確認することとし、感染者数が横ばい（増加速度、実効再生算数ともに1.0）である状態からの下落幅（それぞれ-0.124、-0.093）が実現した場合の効果の検出力も計算する。表5から表8においては、前者の基準で計算した検出力が基準1、後者の基準で計算した検出力が基準2の値である。（なお検出

力の計算において、非対象地域については、緊急事態宣言を発令する必要自体がないと考えられることから、宣言前後にかかわらず感染者数が横ばいである状況を想定している。）

検出力分析の結果を踏まえると、基準1に基づけば十分な検出力を有しており、緊急事態宣言は「社会的に意味のある感染抑制」を達成できていなかったと理解できる。基準2に基づく場合、「時期」の効果、つまり宣言前後の感染増加速度及び実効再生算数の差については、検出力が0.6から0.7程度であるから、30～40%の確率で、現実には存在する効果を検出できずに見落としている可能性がある。ただし基準2はあくまでも、上述のように「より慎重な判断を期す」という主旨で、本来ならばここまで考慮する必要が無い可能性もある、相当程度安全幅をみた基準であり、そうした基準であっても、今回の「統計的棄却」が統計学的に意味のある判断である可能性が60～70%はあるという点は注目すべき結果であると言うこともできよう。しかも、前述のとおり、時期の効果に関しては、緊急事態宣言によるものとそれ以外の原因によるものを分離し難いため、本研究の関心からは地域の効果及び地域と時期の交互作用がより重要であり、それらに関しては、先に設定した基準を「社会的に意味のある効果」とみなす限り、十分な検出力を有する分析となっていると言える。

#### 4.3 期間内変動

ところで、上述の分散分析は、宣言発令の前後の時期をそれぞれ一括し、感染増加速度又は実効再生算数の平均を検定対象としたものである。しかしたとえば、仮に緊急事態宣言の発令直後に感染抑制効果が表れ、その後には漸減している場合、期間を一括することでそうした短期の変動が観察されにくくなっている可能性もある。

そうした効果については、時系列モデリングに基づく異常検知等によって確認することが考えられるが、本研究の分析期間では十分なモデリングや考察が難しく、感染症の特性から、流行パターンが大きく異なる別シーズンまでかかるのぼってモデリングすることの意義も乏しいと思われる。

短期変動という観点での分析は今後の課題となるが、ここでは参考材料として図-2から図-7に、宣言対象地域内外の間での、感染者数の比、感染増加速度の差、実効再生算数の差の日別系列を示した。なお水平の点線は、宣言発令前の時期の平均値から上下に2標準偏差分の距離を取った区間を示している

これらのグラフからは、緊急事態宣言の発令直後に、発令前と比較して、対象地域内外の比や差が大きく減少もしくは増加したという様子はみられない。緊急事態宣言が大きな効果を持つ場合、主として対象地域の感染者数等が変動することにより、対象地域内外の関係が変化すると考え

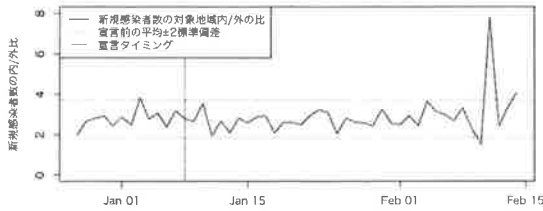


図-2：1/8 対象地域と非対象地域の  
新規感染者数の比の推移

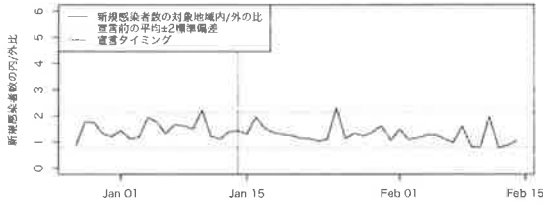


図-3：1/14 対象地域と非対象地域の  
新規感染者数の比の推移

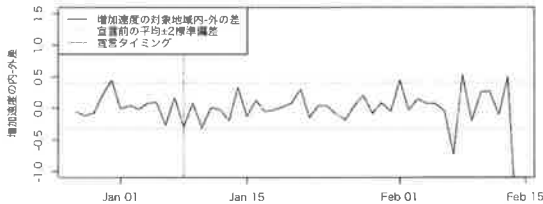


図-4：1/8 対象地域と非対象地域の  
感染増加速度の差の推移

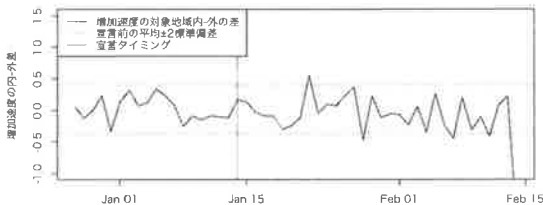


図-5：1/14 対象地域と非対象地域の  
感染増加速度の差の推移

られるが、そのような変化は明確には観察されないということである。また、上記の時系列データについて、宣言前後の平均値の差をt検定により確認したところ、いずれも有意差はみられなかった。

## 5. 結論と今後の課題

### 5.1 結論

本研究では、感染者数の増加速度及び実効再生産数に着目した分散分析を行い、緊急事態宣言対象地域の内外でも、宣言発出の前後でも、そして両者の交互作用を考慮しても、緊急事態宣言の有意な影響が検出されないことを示した。これはすなわち、緊急事態宣言を発出したことによって全国の感染抑止速度が速まったとは言えないばかりか、緊急事態宣言を出した地域においてその宣言後に

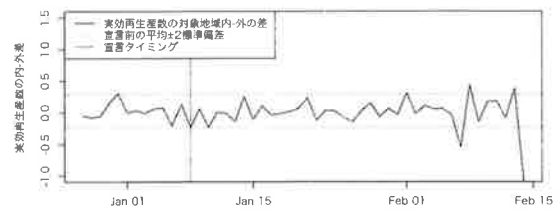


図-6：1/8 対象地域と非対象地域の  
実効再生産数の差の推移

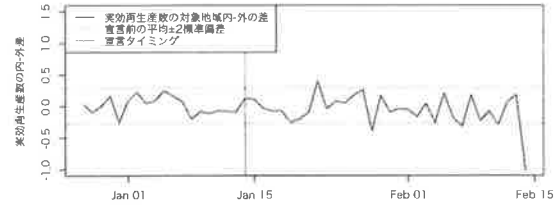


図-7：1/14 対象地域と非対象地域の  
実効再生産数の差の推移

特に感染減少速度が速まったということもまた言えないことを示唆している。つまり、今回の分析結果では、先に設定した効果基準を「社会的に意味のある効果」とする限り、我が国第二回日の緊急事態宣言が COVID-19 の感染拡大防止に役立ったことは統計学的には示せなかった。

なお、以上の知見は、「緊急事態宣言に感染抑止効果無い」ということを決定的に実証したものであるとは必ずしも解釈できない。なぜなら、以上の議論はあくまでも統計学的な判断を巡るものであり、したがって、「本来ならば」感染抑止効果はあるものの、統計学的に明確（すなわち有意）になる程にははっきりとしたものとは言えない水準であった、という可能性は残存するからである。しかしそれを踏まえてもなお、感染抑止効果は存在しないか、あるいは少なくとも、本研究で設定した「社会的に意味のある効果量」に達しない程度のものであるという結論を導くことはでき、このことが感染症対策の実践上持つ意味は大きいであろう。

また、今回の結果を受けてなお緊急事態宣言に有効性があつたと信ずるための一つの仮説として、一部地域の緊急事態宣言の発出が、全国にマスメディア等を通して報道され、対象地域のみならず対象地域外の人々の行動を変容させ、それを通して全国の感染収束に貢献した、というものが考えられる。しかしこの仮説は、以下の二点を考慮すると、根拠が薄弱であると考えざるを得ない。第一に、もしそうであるならば、緊急事態宣言の「前後」の主効果が存在するはずであるが、有意な主効果は見られなかった。故に、少なくとも本研究の分析の枠内では、上述の仮説は統計学的に棄却される。第二に、緊急事態宣言対象エリア内



においては飲食店の営業時間短縮が一定の強制力(すなわち罰則規定)を伴って要請されており、これが現時点における緊急事態宣言とそれに関連する(まん延防止等措置法も含めた)行政政策を構成する最重要施策の一つであるわけだが、仮に上記仮説が正しいとすれば、その時短措置に効果が無いことが示唆されることになる。そして実際に、緊急事態宣言内外で感染速度に有意差が見られなかったということは、この大きな経済的社会的被害を必然的に伴う時短要請に、統計的に有意なものとして確認できるほどの感染抑止効果は無いということを示唆する実証知見が得られたと解釈することができよう。

なお、この分析結果を踏まえて、Kuniya (2020)や Kurita et al. (2021) が報告している、緊急事態宣言期間中の方がそれ以外の時期に比べて感染拡大が抑止されているという実証的知見に考察を加えると、そうした既往研究の知見は、緊急事態宣言により感染が抑止されているという因果関係を意味しているのではなく、宣言の時期と感染収束の時期がたまたま重なり合った結果として得られたものであるという可能性も考えられる。ただしもちろん、本研究が何らかの理由で本来存在する効果を検出できなかったという可能性も存在するので、こうした因果関係の問題についてより確たる結論を得るために、今後もさらなる実証的知見を蓄積していくことが必要であることは言うまでもない。

いずれにしても、今回の実証分析の政策的含意は以下のようなものであると考えられる。すなわち、仮に、緊急事態宣言に効果がないか、もしくはあるとしても非常に小さいのだとした場合、それがもたらす経済活動の縮小などのデメリットを考えれば、緊急事態宣言の発出は必ずしも合理的な政策ではないという疑義が、今回の分析結果には含意されていると考えられる。したがって、政策実践の妥当性という意味では、緊急事態宣言の発出について、本研究のような知見が得られた以上は、以前に比べてより慎重な態度を採用することがより合理的であるものと考えられる。

## 5.2 今後の課題

本研究はあくまで観察研究であるため、上述の分析結果には固有のバイアスが含まれている可能性がある。たとえば、すでに述べたように、宣言対象地域と非対象地域のあいだで傾向に差がみられなかったことの原因として、非対象地域においても報道等の影響によって自発的な活動抑制が行われた可能性がある。こうした点については、店舗の営業状況や外出率等のデータを用いて検証することが考えられ、今後の課題となる。

また、緊急事態宣言が発令される前から、感染の拡大を受けて広く自粛行動が採られていたという可能性も存在する。その場合でも、本研究の分析結果は少なくとも、事

実上の準強制力を伴う公的な緊急事態宣言が必要ではなかった可能性を示すため、政策実践上の含意は小さくないが、いずれにしてもさらなる分析が行われることが望ましいといえよう。特に、宣言の発令そのものと、宣言の結果として採られる具体的な行動のあいだの関連は、今後の重要な研究課題である。

本研究では「時期」の効果も有意とはならず、緊急事態宣言の時期的効果を観察した Kurita ら (2021) の研究とは一致しない結果となっているが、その原因としては、Kurita らの研究に比べて説明変数が少なく、検出力が低かった可能性も存在する。実際、上述の検出力分析においても、時期の効果については地域の効果に比べて検出力に劣ることが示唆されていた。この点については、使用する変数を増やすなど、さらなる詳細な分析が行われることが望ましいといえる。たとえば、本研究では、緊急事態宣言の有無だけを説明要因にしているが、COVID-19の感染拡大には、個人レベルの対策行動や、気温や湿度といった自然環境、検査実施の積極性など様々な要因が影響していると考えられる。今後はそうした多数の要因を同時に考慮した分析を行っていく必要がある。

ただしいずれにしても、地域差を考慮した点は本研究独自の貢献であり、地域及び地域と時期の交互作用の効果に関しては十分な検出力を有することが確認されていることから、本分析の結果には政策実践の改善に資するだけの報告価値があるものと考えられる。

## 6. 引用文献

- Flaxman, S., Mishra, S., Gandy, A. et al. (2020). Estimating the effects of non-pharmaceutical inter-ventions on COVID-19 in Europe, *Nature*, 584, pp.257-261, 2020
- Grant, A. (2020). The reproduction number R for COVID-19 in England: Why hasn't "lockdown" been more effective?. medRxiv 2020.07.02.20144840.
- Hyafil, A., & Morina, D. (2020). Analysis of the impact of lockdown on the reproduction number of the SARS-Cov-2 in Spain. *Gaceta sanitaria*.
- Kuniya, T. (2020). Evaluation of the effect of the state of emergency for the first wave of COVID-19 in Japan. *Infectious Disease Modelling*, 5, pp.580-587.
- Kurita, J., Sugawara, T., Ohkusa, Y. (2021). Effects of the second emergency status declaration for the COVID-19 outbreak in Japan. medRxiv, 2020-12.
- Linton, N. M., Kobayashi, T., Yang, Y., Hayashi, K., Akhmetzhanov, A. R., Jung, S. M., ... & Nishiura, H. (2020). Incubation period and other epidemiological characteristics of 2019 novel coronavirus infections with right truncation: a statistical analysis of publicly available case data. *Journal of clinical medicine*, 9(2), p.538.

Loewenthal, G., Abadi, S., Avram, O., Halabi, K., Ecker, N., Nagar, N., Mayrose, I., Pupko, T. (2020). COVID-19 pandemic - related lockdown: response time is more important than its strictness. *EMBO molecular medicine*, 12(11), e13171.

Nishiura, H., Chowell, G., Heesterbeek, H., Wallinga, J. (2010). The ideal reporting interval for an epidemic to objectively interpret the epidemiological time course. *Journal of The Royal Society Interface*, 7(43), pp.297-307.

Nussbaumer-Streit, B., Mayr, V., Dobrescu, A.I., Chapman, A., Persad, E., Klerings, I., Wagner, G., Siebert, U., Ledinger, D., Zachariah, C., Gartlehner, G. (2020). Quarantine alone or in combination with other public health measures to control COVID - 19: a rapid review. *Cochrane Database of Systematic Reviews*, Issue 9.

Santamaría, L. & Hortal, J. (2021). COVID-19 effective reproduction number dropped during Spain's nationwide dropdown, then spiked at lower-incidence regions. *Science of The Total Environment*, Vol-ume 751, 10 January 2021, 142257.

Yamamura, E., & Tsutsui, Y. (2020). Impact of the state of emergency declaration for covid-19 on preventive behaviors and mental conditions in japan: Difference in difference analysis using panel data (No. 2005.13008).

足立浩基, 埴淵知哉, 永田彰平, 天笠志保, 井上茂, 中谷友樹 (2021). iPhone のヘルスケアアプリとインターネット調査を用いた歩数計測の新しい方法の開発: COVID-19 流行に対する緊急事態宣言前後の歩数変化調査を事例に. *運動疫学研究*.2018.

官報 (2021a). 新型コロナウイルス感染症緊急事態宣言に関する公示の全部を変更する公示. 官報, 令和3年1月7日, 号外特第1号.

官報 (2021b). 新型コロナウイルス感染症緊急事態宣言に関する公示の全部を変更する公示. 官報, 令和3年1月13日, 号外特第4号.

東洋経済オンライン (2020). 新型コロナウイルス国内感染の状況 都道府県別の発生動向. <https://toyokeizai.net/sp/visual/tko/covid19/>

西浦博 (2020). 実効再生産数とその周辺. 日本科学技術ジャーナリスト会議資料.

廣川悠 (2020). COVID-19 に対する日本型ロックダウンの外出抑制効果に関する研究. *都市計画論文集*, Vol.55, No.3, pp.902-909.

藤井聡 (2020). 「8割自粛」で感染が減ったという明確な統計学的証拠はない. *ベストタイムズ*, 2020.06.12. <https://www.kk-best-sellers.com/articles/-/540836/>

藤井聡, 宮沢孝幸, 高野裕久, 桑原篤憲, 清野純史, 矢守克也, 柴山桂太, 大西正光, 山田忠史, 川端祐一郎,

中尾聡史 (2020). 国民被害の最小化を企図した新型コロナウイルス対策における基本方針の提案, *実践政策学*, Vol.6, No.1, pp.103-108.

#### 英文要約

In order to reduce the COVID-19 infections, a state of emergency was declared in Japan from April to May in 2020 and January to March in 2021, which led to closing of restaurants, restraint of unnecessary travels and promoting telework. Policies aiming at drastic restrictions on social activities including the declaration of a state of emergency need to be implemented appropriately after considering how effective they are because they can have negative side effects such as economic losses. In this study, focusing on the effect of the second state of emergency in January on the number of infections, we analysed the data from December 27 to February 14, 2020 (14-day delagged data of the number of reports from January 10 to February 28, 2021) by conducting a repeated measure ANOVA with two factors: inside/outside of the target area and before/after the declaration. As a result, there was no statistically significant difference between before and after the declaration, inside and outside the target area, and there was no interaction between them. The result suggests that it cannot be said that the second declaration of emergency in Japan suppressed the infection statistically.