

飲食店営業時間短縮がCOVID-19 感染拡大に与える影響の研究

加藤 真人¹・川端 祐一郎²・藤井 聡³

¹学生会員 京都大学大学院 都市社会工学専攻 (〒615-8540 京都府京都市西京区京都大学桂4)
E-mail:katou.masato.45n@st.kyoto-u.ac.jp

²正会員 京都大学助教 大学院工学研究科 (〒615-8540 京都府京都市西京区京都大学桂4)
E-mail:kawabata.yuichiro.8x@kyoto-u.ac.jp (Corresponding Author)

³正会員 京都大学教授 大学院工学研究科 (〒615-8540 京都府京都市西京区京都大学桂4)
E-mail:fujii@trans.kuciv.kyoto-u.ac.jp

新型コロナウイルス感染症 (COVID-19) が拡大する状況下で、国による緊急事態宣言やまん延防止等重点措置、あるいは自治体の独自施策によって、飲食店に対する営業時間の短縮や休業の要請が繰り返され、2021年3月にはグローバルダイニング社が経営する飲食店に対し時短「命令」が発せられるに至った。自粛はあくまで店舗側の自発的協力によるものだが、命令は強制力を持つため、その正当化のためには公共の福祉に資すると言いつけるだけの十分な効果があったことが示される必要があるが、そうした検証は現在までのところ行われていない。また、緊急事態宣言などの措置の総合的な効果についても、国や都市全体の COVID-19感染拡大の防止にどの程度有効であったかが十分に検証・評価されてきたと言いつける。本稿では、まず分析1において、グローバルダイニング社が東京都の「時短命令」に4日間従ったことによって、何名程度の新規感染を防止したと考えられるかを試算する。次に分析2-1、2-2においては、緊急事態宣言、まん延防止等重点措置、その他の時短・休業要請等が、東京都の実効再生産数の増加をどの程度抑制したかを分析する。

Key Words : COVID-19, shortening business hours

1. 【分析1】飲食店の営業時間短縮の効果

(1) 分析の背景と目的

新型コロナウイルスの感染が拡大する状況下で、飲食店に対する営業時間の短縮や休業の要請 (一部では命令) が行政により繰り返され行われてきたが、それらの規制が感染拡大の防止にどの程度有効であったかは十分に検討・評価されてきたとは言いつける。2021年3月には東京都によって、株式会社グローバルダイニングの都内26店舗に対して4日間の時短「命令」が発せられたが、自粛はあくまで店舗側の自発的協力によるものであるのに対して、命令は強制力を持つため、その正当化のためには公共の福祉に資すると言いつけるだけの十分な効果があったことが示される必要がある。しかしそうした検証は現在までのところ行われていない。本章では、この4日間の時短「命令」が、何名程度の新規感染を抑制したと考えられるかを試算する。

(2) 分析の対象と前提

2021年1月8日から同年3月21日にかけて東京都に対し2回目の緊急事態宣言が発令され、都内の飲食店に対し20時までの営業時間短縮が要請された。この期間中、グローバルダイニングの都内店舗は要請に従わず、20時以降の営業を続けていた。これに対し東京都は、同年3月18日から同21日までグローバルダイニングに対して20時までの営業時間短縮の「命令」を下し、同社の都内26店舗は命令に従い上記の4日間、20時までの時短営業に応じた。本分析では、時短命令期間 (2021年3月18日～21日) の来客数を、その前週同曜日 (11日～14日) の来客数と比較し、この客数減少がどれだけの新規感染防止に繋がったと考えられるかを試算する。なお前提として、都内の他飲食店は時短命令期間以前の営業形態 (時短営業を遵守、あるいは無視して20時以降も営業を続ける) を継続していたと仮定する。この仮定により、時短命令

期間前・中ではグローバルダイニングの都内26店舗の営業時間のみが変化したと考えられるため、当該26店舗に対する時短営業が感染拡大抑止に及ぼした影響のみを抽出してを推計できると考えられる。

(3) 分析方法

a) 分析における仮定

まず、都内の新規感染者数は、新規陽性者数の7日間中心化移動平均を求めた上で、陽性発表ラグの10日間を考慮したものである。すなわち、

$$N(X) = (X + 10) \text{日の東京の新規陽性者数 (報告日)}$$

$$N(X) : X \text{日の東京の新規陽性者数 (感染日)}$$

としている。

また本分析では、西浦²⁾による実効再生産数の計算式で平均世代時間が5日とされていることから、二次感染は感染源が感染してからちょうど5日後に引き起こされると単純化した。つまり、当該日の5日前に感染した人間が、当該日に新たな二次感染を引き起こす感染源となると仮定した。これより、「5日前の新規感染者数」を「今日の二次感染源数」とし、それに「今日の実効再生産数」を乗じたものが今日の感染者数になっているという関係を考えることができる。また、東京都新型コロナウイルス感染症モニタリング会議³⁾は、新規陽性者数のうち「会食」での感染割合を公表している。これらにより、「X日に都内飲食店に入店した二次感染源数」は

$$NR(X) = N(X - 5) \times Pr(X) \quad (1)$$

$$NR(X) : X \text{日に都内飲食店に入店した二次感染源数}$$

$$Pr(X) : X \text{日の飲食店での感染割合}$$

となる。ただし、飲食店での感染割合は、当該日が含まれる週における値をそのまま用いた。

また「X日の東京の実効再生産数」は、

$$Rt(X) = \frac{N(X)}{N(X - 5)}$$

$Rt(X) : X \text{日の東京の実効再生産数}$

によって算出した。東洋経済オンラインが使用している実効再生産数²⁾と本質的には同様の考え方であるが、東洋経済オンラインは「過去1週間」の感染者数と「その前の1週間」の感染者数の比率を5/7乗して5日間増加率に換算している。この手法はリアルタイムでモニタリングする速報データには適しているが、やや遅行した指標となる。本分析ではこの遅行性を回避するために、上述

のような計算方式を取った。

b) 時短命令対象26店舗に入店した感染源数

次に、当該日に時短命令対象26店舗に入店した感染源数を算出する方法について説明する。方針としては、「時短命令対象26店舗の入店者数」を「東京都全体での飲食店来店者数」で除して当該日の「時短命令対象26店舗のマーケットシェア」を算出し、これにa)で求めた「X日に飲食店で二次感染を引き起こす感染源数」を乗じることで「時短命令対象26店舗に入店した感染源数」を算出する。式で表現すれば、以下のようになる。

$$GDsi(X) = \frac{GD(X)}{TK(X)} \times NR(X) \quad (2)$$

$GDsi(X) : X \text{日に時短命令対象26店舗に入店した感染源数}$

$GD(X) : \text{時短命令対象26店舗の入店者数}$

$TK(X) : \text{東京都全体での飲食店来店者数}$

「東京都全体での飲食店来店者数 $TK(X)$ 」は、「東京都全体の飲食店数」と「1店舗当たりの1日の平均来店者数」の積によって算出した。なお、「東京都全体の飲食店数」は、総務省統計局『統計でみる都道府県のすがた 2021』⁴⁾より、2016年度と2021年度で飲食店数の変化が無いと仮定し、2016年度の人口一人当たりの飲食店数と総人口の積によって算出した。「1店舗当たりの1日の平均来店者数」は、株式会社TableCheckの提供する、2021年3月における全国約5000店舗の飲食店の平均来店者数のデータ⁵⁾を用い、これが東京都の飲食店の平均来店者数と等しいと仮定した。

「時短命令対象26店舗の入店者数 $GD(X)$ 」は、株式会社グローバルダイニング提供の、「2021年3月11日～同月14日」「2021年3月18日～同月21日」の各期間における時短命令対象26店舗の来店者数の合計の値を用いた。なお、このデータは期間中の来店者数の合計のため、均等割り付けによって1日当たりの来店者数とした。

c) 時短命令対象26店舗での二次感染の数

a), b)より「X日に時短命令対象26店舗で引き起こされた可能性のある新規感染者数」は、次式で算出される。

$$GDni(X) = GDsi(X) \times Rt(X) \quad (3)$$

$GDni(X) : X \text{日に時短命令対象26店舗で引き起こされた可能性のある新規感染者数}$

d) 時短命令の効果の推計

(3)式に基づいて、時短命令対象26店舗で引き起こされた可能性のある新規感染者数を、「時短命令があった場合(実現値)」と「時短命令がなかった場合(推計値)」それぞれについて算出し、その差によって時短命令の効

表1 時短命令期間の飲食店での二次感染源数

	3/18	3/19	3/20	3/21
都内の新規感染者数	360.7	372.3	381.4	383.7
都内の感染源数	330.3	342.9	351.0	357.7
飲食店での感染割合 (%)	5.1	5.1	5.1	5.1
飲食店に入店した感染源数	16.84	17.49	17.90	18.24

表2 2021年3月における東京都全体での飲食店来店者数

	3/11	3/12	3/13	3/14	計
対象店舗の来店者数	5545.0	5545.0	5545.0	5545.0	22180
対象店舗のマーケットシェア	0.23%	0.23%	0.23%	0.23%	
対象店舗に入店した感染源数	0.039	0.041	0.042	0.043	0.165

	3/18	3/19	3/20	3/21	計
対象店舗の来店者数	3022.3	3022.3	3022.3	3022.3	12089
対象店舗のマーケットシェア	0.13%	0.13%	0.13%	0.13%	
対象店舗に入店した感染源数	0.021	0.022	0.023	0.023	0.090

表3 時短命令対象26店舗に入店した感染源数

2016年度の東京都内飲食店数 (人口千人当たり)	5.80
2016年度の東京都総人口 (人)	13,649,120
東京都全体の飲食店数	79,165
2021年3月における飲食店の平均来店者数 (人/店舗1日当たり)	30
2021年3月における都内全飲食店の来店者数 (1日当たり)	2,374,947

表4 時短命令対象26店舗での新規感染者数

	3/18	3/19	3/20	3/21	計
対象店舗に入店した感染源数	0.039	0.041	0.042	0.043	0.165
実効再生産数	1.09	1.09	1.09	1.07	
対象店舗での新規感染者数	0.043	0.044	0.045	0.046	0.178

	3/18	3/19	3/20	3/21	計
対象店舗に入店した感染源数	0.021	0.022	0.023	0.023	0.090
実効再生産数	1.09	1.09	1.09	1.07	
対象店舗での新規感染者数	0.023	0.024	0.025	0.025	0.097

表5 対象26店舗に対する時短命令の効果の推計

	時短命令がなかった場合 (推計)					時短命令があった場合 (実績)				
	03/18	03/19	03/20	03/21	計	03/18	03/19	03/20	03/21	計
都内の感染源数	330.3	342.9	351.0	357.7	1381.9	330.3	342.9	351.0	357.7	1381.9
飲食店の感染割合	5.1%	5.1%	5.1%	5.1%		5.1%	5.1%	5.1%	5.1%	
都内飲食店に入店した感染源数	16.84	17.49	17.90	18.24	70.47	16.84	17.49	17.90	18.24	70.47
都内全飲食店の来店者数	2,377,470	2,377,470	2,377,470	2,377,470	9,509,879	2,374,947	2,374,947	2,374,947	2,374,947	9,499,788
対象店舗の来店者数	5,545	5,545	5,545	5,545	22,180	3,022	3,022	3,022	3,022	12,089
対象店舗のマーケットシェア	0.23%	0.23%	0.23%	0.23%		0.13%	0.13%	0.13%	0.13%	
対象店舗に入店した感染源数	0.039	0.041	0.042	0.043	0.164	0.021	0.022	0.023	0.023	0.090
東京の実効再生産数	1.09	1.09	1.09	1.07		1.09	1.09	1.09	1.07	
対象店舗での新規感染者数	0.043	0.044	0.045	0.046	0.178	0.023	0.024	0.025	0.025	0.097
時短命令前・中の差	-	-	-	-	-	0.019	0.020	0.021	0.021	0.081

果を推計した。

「時短命令があった場合 (実現値)」では上記の計算式によって3月18日から21日までの実現値を用いて算出した。

「時短命令があった場合 (推計値)」については、「対象26店舗への来店者数」は時短命令のなかった3月11日から14日までと同等の値であると仮定し、これを使用した。また、3月18日から21日の期間は、対象26店舗への時短命令の有無にかかわらず社会全体の感染状況は変化しないと仮定し、二次感染源数や実効再生産数、飲食店での感染割合などは実現値をそのまま使用した。

(4) 分析結果

b) 時短命令によって減少した新規陽性者数

前節で述べた分析手法によって、飲食店時短営業の感染拡大抑止に対する効果を推計する。

はじめに、(1)式を用いて算出した「X日に飲食店で二次感染を引き起こす感染源数」を表1に示す。

次に、(2)式より「2021年3月における東京都全体での

飲食店来店者数」「X日に時短命令対象26店舗に入店した感染源数」の推計結果を表2、表3に示す。

最後に、「X日に時短命令対象26店舗で引き起こされた可能性のある新規感染者数」を(3)式を用いて推計した結果を、表4に示す。

また、以上の推計結果をまとめたものを、表5に示す。これより、「時短命令があった場合 (推計値)」に時短命令対象26店舗で引き起こされた可能性のある新規感染者数は0.178人だった一方、「時短命令があった場合 (実現値)」は0.097人であった。以上より、グローバルダイニングの都内26店舗に対する4日間の営業時間短縮命令によって、命令期間中に約0.081人の新規感染を抑制できたと考えられる。

b) 時短命令の効果について

上記の分析を踏まえ、グローバルダイニングの対象26店舗への4日間の時短命令が感染拡大抑止にもたらした影響について、「追加的1単位のPCR検査によって新規感染者数を発見・隔離することで防ぐことが可能な二次感

表6 PCR検査の拡大による感染拡大抑止効果

	3/18	3/19	3/20	3/21	計
5日前のPCR検査の陽性率 (%)	3.3	3.4	3.4	3.5	
実効再生産数	1.09	1.09	1.09	1.07	
追加的1単位の検査で防げる二次感染	0.036	0.037	0.037	0.038	0.147

東京の新規感染者数と実効再生産数の推移

感染-報告ラグ10日考慮 | 新規感染者数の前後3日間移動平均の5日前との比をRtとする

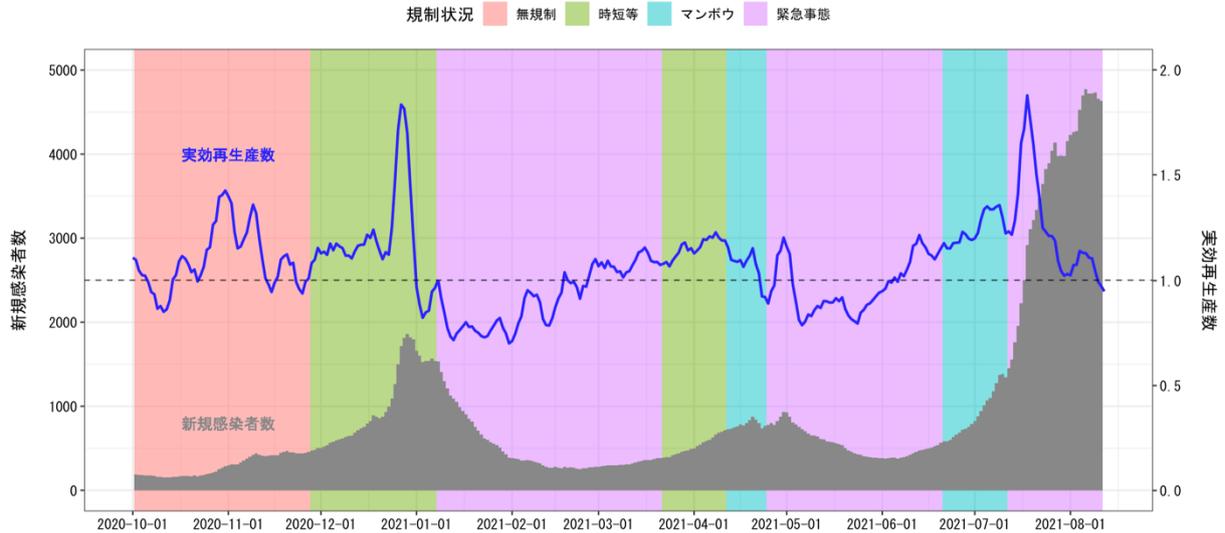


図1 東京の新規感染者数と実効再生産数及び飲食店営業規制状況の推移
(2020年10月1日から2021年8月12日)

染」との比較により検討する

COVID-19の感染者を早期に発見・隔離することができれば、二次感染を防止することができる。たとえば、PCR検査の1日あたり件数を拡大し、濃厚接触者等への検査を前倒ししないし拡大すれば、感染抑止効果が生まれる可能性がある。なお、COVID-19は実際の感染者のうち約2割が無症状であり、そのうち約半数はやがて有症状に移行するとされている⁶⁾。つまり、症状が出た人が全員検査を受けると仮定すると、真の感染者数のうち約1割は、無症状のため検査を受けずに捕捉されてないことになる。したがって、さらなるPCR検査によって捕捉すべき陽性者数が一定数存在することになるため、PCR検査の強化が有効たりうると考えられる。

(3), a)と同様に、5前日の新規感染者が今日二次感染を引き起こすと仮定すると、5日前のPCR検査の陽性率に今日の実効再生産数を乗じることで、「5日前にPCR検査を追加的に1単位行うことによって防ぐことが可能な今日の二次感染」を算出することができる。これらを時短命令期間について整理したものを表6に示す。

この結果から、PCR検査をこの4日間に毎日1件追加で行うことで、合計0.147人(1日平均では0.037人)

の二次感染を防ぐことができたと考えられる。先ほど試算した「時短命令の効果」である0.081人と同程度の二次感染抑止を実現するには、毎日0.55件(=0.081/0.147)のPCR検査を追加で行う、つまり1.82日に1件程度PCR検査を増やせばよいことになる。

2. 【分析2】緊急事態宣言等の効果

(1) 分析の背景と目的

前章で述べたグローバルダイニング社の店舗への時短「命令」は、緊急事態宣言が発令され、多くの店舗が自粛要請に応じていたという状況を前提に行われたものである。その妥当性について考える上では、そもそも緊急事態宣言そのものに、国又は都市における感染拡大を抑制する効果がどの程度あったのかを検証しておくが必要になる。

本章では、日本におけるCOVID-19の流行のいわゆる第3波以降のデータ(2020年10月1日から2021年8月12日まで)を用いて、緊急事態宣言、まん延防止等重点措置、その他の時短・休業要請等が、東京都におけるCOVID-19の実効再生産数を抑制する効果をどの程度持つ

ていたかを検証する。図1は第3波以降の規制状況、新規感染者数、実効再生算数の推移を示したものが、営業自粛等の規制が直接影響するのは「感染のしやすさ」であり「感染者数」ではないと考えられるので、ここでは「緊急事態宣言等が、実効再生産数を抑制する効果を持ったか否か」を分析する。

(2) 既往研究の概観

わが国の緊急事態宣言等の効果を実データに基づいて検証した先行研究のうち、感染抑制効果を目的変数としているものは多くない。人々の外出頻度などを目的変数にしたものがいくつか見られるが、それらは感染抑制効果を検証したものとは言えないので、ここでは感染者数の増加傾向を抑制する効果をもったか否かを検証している先行研究について概観しておく。

Kuniya (2020)⁷は1度目の緊急事態宣言の前後で基本再生産数の推定結果が低下することを示しているが、感染-報告のラグが考慮されていない。Kuniya (2020)⁸, Kurita et al. (2020)⁹は、一度目の緊急事態宣言のみを扱っている。またそのことと関連して、緊急事態宣言地域内外の地域差の効果と、宣言前後の時間差の効果が分離できないという問題も有している。川端ほか (2021) は緊急事態宣言の対象地域内/外という差を考慮し、時期の効果と地域効果を分離して検定を行っているが、2回目の緊急事態宣言の効果のみに着目しているため、それ以外の時短要請やまん延防止等重点措置の効果の検証は行っていない。Kurita et al. (2021)¹⁰や尾身 (2021)¹¹は2回目の緊急事態宣言まで考慮しており、また国立感染症研究所 (2021)¹²はさらにまん延防止等重点措置まで考慮しているが、時系列データに対する回帰分析を行う一方で従属変数が単位根過程である可能性の考慮を行っていない。

以上をまとめると、1度目の緊急事態宣言の効果に対する分析では、感染規模が大きく異なる時期に行われた2度目の緊急事態宣言以降の効果を議論することは難しく、また感染-報告ラグが未考慮であるというテクニカルな問題を抱えるものもある。2度目の緊急事態宣言まで分析に含めている研究も存在しているものの、単位根過程の性質が考慮できていないという問題がある。さらに、Kurita et al. (2021)は緊急事態宣言が感染抑制に寄与したとす一方で、学校閉鎖の効果が感染拡大に対してプラス、GoToキャンペーンの効果がマイナスという直観に反する結果を示しているが、これは規制が感染状況に影響を与えているというより、感染拡大を受けて規制が導入されたという逆の因果が存在する可能性を示唆している。実際、尾身 (2021) は感染拡大の情報効果によって人々が行動を抑制している面が大きいことを示している。また、川端ほか (2021) は筆者らによるものであるが、緊急事態宣言の効果は統計的に有意でないという分

析結果を示している。

(3) 分析方法

a) 分析の概要

本分析では、後述のような単位根過程の性質を考慮して、実効再生産数の「差分」(前日差)と規制状況の「差分」(変化)の間の関係について、回帰分析を行う。また、感染から要請報告までのタイムラグは10日を考慮する。さらに、まん延防止等重点措置や、宣言を伴わない時短要請等の効果とあわせて分析する。分析対象期間は、2020年10月1日から2021年8月12日である。

従属変数を「実効再生産数の前日差」とし、「規制状況の変化」を表現するダミー変数を説明変数として、線形回帰分析を行った。ただし、緊急事態宣言等の開始日ちょうどに効果が表れるとは限らないため、前後3日間(計7日間)にわたって変化が生じると仮定した。

分析は、規制内容を細かく区別し、その開始と終了に着目した「分析2-1」と、緊急事態宣言・まん延防止等重点措置以外の規制を「時短等」として一つにまとめ、規制状態のあいだの移行に着目した「分析2-2」の2パターンを行った。

b) 分析期間の設定と感染-報告ラグについて

厚生労働省は2020年8月下旬に、コロナ相談・受診方法の転換を発表し、従来は保健所等(一部は地域の医師会や民間機関に委託)の帰国者・接触者相談センターへ相談することとなっていたのを、地域のかかりつけ医等に一次相談を行うこととした^{13,14}。

これは冬季においてインフルエンザとCOVID-19の同時流行が生じる等の懸念から、診療・検査の迅速化を図る措置であるが、これ以前と以後では、患者が感染から検査を受けて陽性者として報告されるまでの手続きが異なっており、そのタイムラグに差があると考えられる。

そこで本分析では、第1・2波は分析対象とせず、第2波と第3波の谷にあたる10月1日から、分析作業日時点で最新となる8月12日までのデータを分析する。なお本分析では、感染から陽性発表までの日数を10日間と想定し、例えば8月22日の陽性者数を8月12日の感染者数とみなして分析している。Linton et al. (2020)¹⁵や西浦 (2020)¹⁶に基づくと第一波時には感染から陽性発表までのタイムラグは13日から16日程度と考えられ、これは発症から診断までに7日から8日を要することが前提とされていたが、厚生労働省 (2021)¹⁷によると現在では発症から診断までが2日から3日に短縮されており、総合すると感染から報告までのラグは8日から12日程度と考えられる。そこで本分析では、ラグを10日間として考慮することとした。差分を用いた分析のイメージは図2のとおりである。

	1日	2日	3日	4日	5日	6日	7日	8日
規制状況	無規制	無規制	無規制	無規制	緊急事態	緊急事態	緊急事態	緊急事態
実効再生産数	1.4	1.5	1.6	1.7	1.5	1.3	1.1	0.9
規制状況の 変化		なし	なし	なし	あり	なし	なし	なし
実効再生産数の 前日差		+0.1	+0.1	+0.1	-0.2	-0.2	-0.2	-0.2

規制状況の変化と実効再生産数の前日
差の変化が連動していれば効果あり

図2 差分に着目した分析のイメージ

規制が行われているか否かを表すダミー変数のイメージ

※2日から時短要請が継続し、5~7日のあいだに緊急事態宣言が出ていた場合

	1日	2日	3日	4日	5日	6日	7日	8日	9日	10日
一般飲食店への時短要請 実施ダミー	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1
緊急事態宣言 実施ダミー	0	0	0	0	1	1	1	0	0	0



規制の開始・終了を表すダミー変数のイメージ

(上記ダミー変数の差分)

	1日	2日	3日	4日	5日	6日	7日	8日	9日	10日
一般飲食店への時短要請 開始・終了ダミー	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0
緊急事態宣言 開始・終了ダミー	0	0	0	0	1	0	0	-1	0	0

図3 分析2-1の説明変数の作成イメージ

c) 単位根過程の性質の考慮

従属変数が単位根過程である場合、回帰分析の結果が一致性を損ねる危険性が大きくなり、また「見かけ上の回帰(相関)」が観察される恐れもある。データが単位根過程であるか否かを調べるには、拡張ディッキーフラー検定などを行って、「このデータは単位根過程である」という帰無仮説を有意に棄却できるか否かを検討するのが一般的である。

分析対象期間の実効再生産数の時系列データに対して拡張ディッキーフラー検定を行ったところ(モデル次数はAIC基準により選択)、表6のとおり「単位根過程である」という帰無仮説を棄却できなかった。一方、実効再生産数の1階差分(前日との差)を取ると、単位根過程であるとの帰無仮説を棄却できた。これにより、本分析では、2020年10月1日から2021年8月12日までの、東京都の実効再生産数の1階差分系列を従属変数に用いた。

d) 分析2-1の説明変数の構成

前述のとおり、差分系列を分析対象とするので、説明変数の構成の仕方にも注意が必要である。原系列を用いて分析する場合は、説明変数には、各日付において緊急事態宣言が出ていれば1、出ていなければ0といったダミー変数を用いればよいが、差分の分析をする場合はダミー変数も差分を取ることで、変化

表6 単位根検定の結果

変数	モデル次数	t値	p値
実効再生産数	16	-2.92	0.16
実効再生産数の1階差分	10	-5.52	0.00 *

*: p<.05

があった日にのみ1になる、といった形になる。

分析2-1では、なるべく詳細な分析を可能とするため、規制内容を細かく区別し、開始と終了をそれぞれ1、-1で表すダミー変数を用意した。このダミー変数は、図3のとおり、各規制が実施されているか否かを表すダミー変数の前日との差分を取ったものに等しい。

- 一般飲食店への営業時短要請の開始と終了
- 酒類提供店への営業時短要請の開始と終了
- 酒類提供店への休業要請の開始と終了
- (一般飲食店及び酒類提供店での) 酒類提供時短の開始と終了
- (一般飲食店及び酒類提供店での) 酒類提供停止の開始と終了
- まん延防止等重点措置(マンボウ)の開始と終了
- 緊急事態宣言の開始と終了

前後3日間を考慮する場合

	1日	2日	3日	4日	5日	6日	7日	8日	9日	10日
緊急事態宣言 開始・終了ダミー	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0
上記を前後に延長したダミー変数	0	1	1	1	1	1	1	1	0	0

※今回の実際の分析期間では、+1が延長されたものと-1が延長されたものが重なる日は存在しない。

図4 ダミー変数の前後3日間延長のイメージ

規制が行われているか否かを表すダミー変数のイメージ

※2日から時短要請が継続し、5~7日のあいだに緊急事態宣言が出ていた場合

	1日	2日	3日	4日	5日	6日	7日	8日	9日	10日
一般飲食店への時短要請 実施ダミー	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1
緊急事態宣言 実施ダミー	0	0	0	0	1	1	1	0	0	0



状態移行を表すダミー変数のイメージ

(こちらを分析に用いる)

	1日	2日	3日	4日	5日	6日	7日	8日	9日	10日
無規制から時短等へ移行ダミー	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0
時短等から緊急事態へ移行ダミー	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0
緊急事態から時短等へ移行ダミー	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0

図5 分析2-2の説明変数作成のイメージ

なお、時短が19時・20時・21時・22時のいずれまでなのか、重点地域のみか都内全域かについては、全体に与える差異が小さいと考えられることから考慮していない。また、カラオケ店・接待を伴う飲食店への規制については、一部不明な部分があったため変数に加えていない。また、今回の分析期間では、「酒類提供停止」は「緊急事態宣言」と完全に一致することとなり多重共線性が発生するので、回帰分析からは結果的に除かれた。

今回の分析期間では、緊急事態宣言前から時短要請等は行われていたため、「緊急事態宣言の効果」は、「時短要請等がすでに行われている状態への追加効果」として観察されることになる。

なお、たとえば「5日」に緊急事態宣言が開始されたとしても、その効果がちょうど「5日」の実効再生産数（の前日差）にのみ反映されるとは限らない。というのも、実効再生産数の元になっている感染者数は、陽性報告日から10日遡ったものだが、必ずちょうど10日差であるとは限らず本来は多少の幅を持っている。また、宣言発令にともなう社会全体の自粛強化は、発令日に瞬間的に生じるのではなく、その前後に数日間かけて生じると考えられる。

そのため、図4のように、ある規制状態が開始・終了した日の前後にダミー変数を延長した上で分析を

行う。

なお、感染状況に影響を与えると思われる「気温」を変数に含めたところ、いずれのパターンにおいても有意な効果が見られなかったため、結果的に分析から除いている。

e) 分析2-2の説明変数の構成

分析1では、時短等の内容を細かく区別して分析を行ったが、たとえば「飲食店への時短要請」と「酒類提供店への休業要請」と「緊急事態宣言」が同時に行われた場合の効果が3つの変数の効果に分解されてしまうため、それぞれの効果が統計的に検出されにくい可能性がある。

そこで分析2では、緊急事態宣言とまん延防止等重点措置以外は「時短等」としてまとめた上で、「無規制」「時短要請等」「緊急事態宣言」「まん延防止」という4状態間の変化に着目した分析を行う。

説明変数は以下のとおりである。これら以外のパターンは今回の分析期間内では存在しなかった。

- 「無規制」から「時短等」への移行ダミー
- 「時短等」から「まん延防止」への移行ダミー
- 「時短等」から「緊急事態」への移行ダミー
- 「まん延防止」から「緊急事態」への移行ダミー
- 「緊急事態」から「まん延防止」への移行ダミー（規制緩和）

表7 分析2-1の結果

説明変数	非標準化係数	標準誤差	t	p	検出力(0.2)	検出力(0.1)
(Intercept)	0.00	0.00	-0.16	0.87		
時短（一般飲食店）ダミー	-0.02	0.06	-0.31	0.75	0.92	0.39
時短（酒類提供店）ダミー	0.03	0.02	1.14	0.26	1.00	1.00
休業（酒類提供店）ダミー	0.01	0.03	0.43	0.67	1.00	0.83
酒類提供の時短ダミー	0.01	0.04	0.25	0.81	1.00	0.73
緊急事態宣言ダミー	0.00	0.02	-0.03	0.97	1.00	1.00
まん延防止ダミー	-0.02	0.02	-0.88	0.38	1.00	1.00
[従属変数：実効再生産数の前日差]					調整済みR ²	-0.01

表8 分析2-2の結果

説明変数	非標準化係数	標準誤差	t	p	検出力(0.2)	検出力(0.1)
(Intercept)	0.00	0.00	-0.16	0.87		
時短（一般飲食店）ダミー	-0.02	0.06	-0.31	0.75	0.92	0.39
時短（酒類提供店）ダミー	0.03	0.02	1.14	0.26	1.00	1.00
休業（酒類提供店）ダミー	0.01	0.03	0.43	0.67	1.00	0.83
酒類提供の時短ダミー	0.01	0.04	0.25	0.81	1.00	0.73
緊急事態宣言ダミー	0.00	0.02	-0.03	0.97	1.00	1.00
まん延防止ダミー	-0.02	0.02	-0.88	0.38	1.00	1.00
[従属変数：実効再生産数の前日差]					調整済みR ²	-0.01

- 「緊急事態」から「時短等」への移行ダミー（規制緩和）

ダミー変数のイメージは図5のとおりである。「緊急事態から時短等へ移行ダミー」のような、規制緩和に該当するダミー変数の効果は、「リバウンド」の効果を表すことになる。また、分析2-1と同じく、各ダミー変数を前3日、後3日延長した場合について回帰分析を行う。

f) 検出力分析

仮に効果が統計的に有意でなかった場合でも、そのことは、厳密には必ずしも「効果が小さい」ことを意味しないため、今回のデータ・モデルの検出力分析を行う。

各説明変数に関して、意味があると考えられる大きさの効果（ここでは実効再生産数を「0.2」ないし「0.1」変化させる効果とした）を持っていた場合に、今回のサンプルサイズ等で十分な検出力があるか否かを確認した。

たとえば「検出力(0.2)」が「0.9」であれば、「実効再生産数を0.2変化させる」効果が真に存在する場合、今回の分析枠組みで90%の確率で検出できることを意味するため、それにもかかわらず有意でないのであれば、真の効果が著しく小さいためであると考えられる。

(4) 分析結果

分析の結果を表7、表8に示す。いずれの分析、いずれの説明変数についてもp値が0.05を超えており、統計的に有意な効果は見られなかった。つまり、時短、休業、酒類提供制限、まん延防止等重点措置、緊急事態宣言のいずれも、実効再生産数を有意に変化させていないと考えられる。また、回帰係数0.2ないし0.1（規制の開始により実効再生産数の前日差を0.2ないし0.1上昇させる）という効果の検出力を計算したところ、概ね高い検出力が見られたため、サンプルサイズの不足等で効果を見落とした可能性は低いと考えられる。

¹ 朝日新聞デジタル：「時短命令は違憲」グローバルダイニングが都を提訴，2021。 <https://www.asahi.com/articles/ASP3Q5K0MP3QUTIL036.html> (2021-08-15 参照)

² 東洋経済オンライン，新型コロナウイルス 国内感染の状況，2021。 <https://toyokeizai.net/sp/visual/tko/covid19/> (2021-08-15 参照)

³ 東京都新型コロナウイルスモニタリング会議，第38回会議資料，グラフ（新規陽性者数 他），p.5，2021。 https://www.bousai.metro.tokyo.lg.jp/_res/projects/default_project/_page_/001/013/347/38kai/2021032504.pdf (2021-08-15 参照)

-
- ⁴ 総務省統計局, 統計でみる都道府県のすがた 2021, 2021.
https://www.stat.go.jp/data/k-sugata/pdf/all_ken2021.pdf (2021-08-15 参照)
- ⁵ TableCheck, 【週次更新】 コロナ禍における飲食店の来店・予約件数推移 ※2021年8月3日更新, 2021.
<https://www.tablecheck.com/ja/blog/covid-19-impact-to-japan-restaurants-blog5/> (2021-08-15 参照)
- ⁶ 大宮エヴァグリーンクリニック, 新型コロナウイルスは無症状・無症候の人から感染するのか, 2021.
<https://omiyaever.jp/co-umn/%E6%96%B0%E5%9E%8B%E3%82%B3%E3%83%AD%E3%83%8A%E3%82%A6%E3%82%A3%E3%83%AB%E3%82%B9%E3%81%AF%E7%84%A1%E7%97%87%E7%8A%B6%E3%83%BB%E7%84%A1%E7%97%87%E5%80%99%E3%81%AE%E4%BA%BA%E3%81%8B%E3%82%89%E6%84%9F> (2021-08-28 参照)
- ⁷ 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, 580-587.
- ⁸ Kurita, J., Sugawara, T., & Ohkusa, Y. (2020). Effect of emergency declaration for the COVID-19 outbreak in Tokyo, Japan in the first two weeks. *medRxiv*.
- ⁹ 川端祐一郎, 上田大貴, 藤井聡 (2021). 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. *実践政策学*, 7(1), pp.39-48.
- ¹⁰ Kurita, J., Sugawara, T., & Ohkusa, Y. (2021). Effects of the second emergency status declaration for the COVID-19 outbreak in Japan. *medRxiv*, 2020-12.
- ¹¹ 尾身茂 (2021). 今冬の感染対策の効果の分析について～人出と感染者数を中心に～. 新型コロナウイルス感染症対策分科会 (第1回) (令和3年4月8日) 資料, pp.46-62.
- ¹² 国立感染症研究所 (2021). 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).
- ¹³ 厚生労働省 (2020a). 次のインフルエンザ流行に備えた体制整備. <https://www.mhlw.go.jp/content/10900000/000662186.pdf>
- ¹⁴ 厚生労働省 (2020b). 新型コロナウイルス感染症に関する今後の取組. <https://www.mhlw.go.jp/content/10900000/00066933.pdf>
- ¹⁵ Linton, N. M., Kobayashi, T., Yang, Y., Hayashi, K., Akhmetzhanov, A. R., Jung, S. M., Yuan, B., Kinoshita, R., and 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*, Vol. 9, No. 2, 538.
- ¹⁶ 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.
- ¹⁷ 厚生労働省 (2021). 新規陽性者数の推移等 (HER-SYS データ). 第45回新型コロナウイルス感染症対策アドバイザリーボード (令和3年7月28日) 資料. <https://www.mhlw.go.jp/content/10900000/000812894.pdf>