

東京都における緊急事態宣言の感染抑制効果

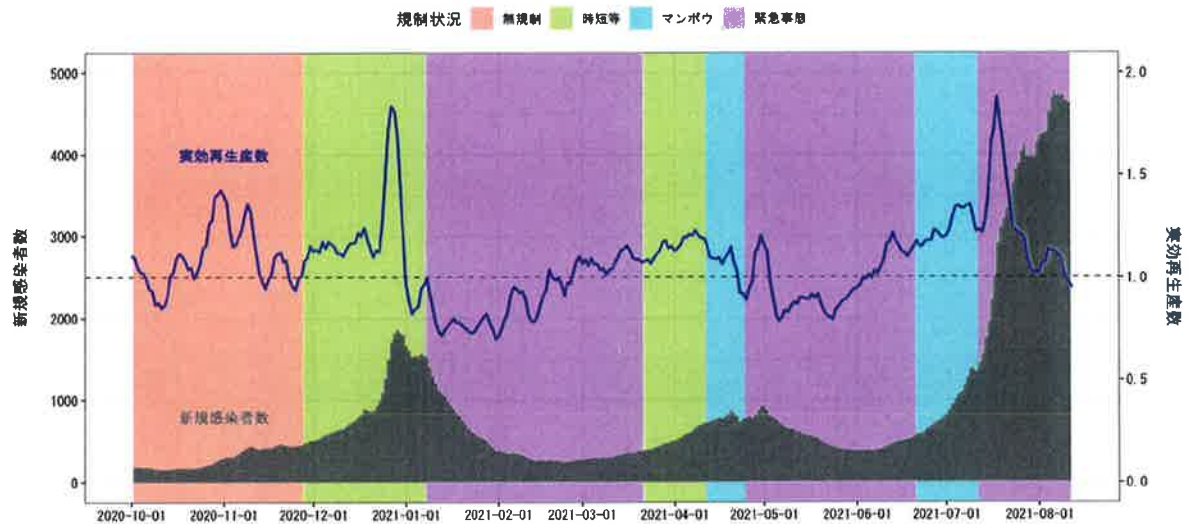
京都大学大学院
教授 藤井聡

〈背景と目的〉

本分析では、緊急事態宣言を始めとする飲食店への営業規制が、東京都内の COVID-19 の感染拡大を抑止する効果を持っていたか否かを検証する。

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



上図は第3波以降の規制状況、新規感染者数、実効再生産数の推移を示したものだが、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。

〈先行研究の問題点〉

わが国の緊急事態宣言が感染抑制に繋がったか否かを実証的に検討した先行研究はいくつか存在するが、以下のような分析上の問題を1つ以上抱えている。

- 単位根過程の性質を考慮していない
- 感染から陽性報告までのタイムラグを考慮していない
- まん延防止等重点措置やそれ以外の営業自粛要請を考慮していない

〈分析方法〉

本分析では、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「実効再生算数の前日差」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」の2パターンを行った。

差分に着目した分析のイメージ

	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ることがわかる

〈分析結果〉

分析の結果、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、実効再生算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算数の前日差を 0.2 ないし 0.1 変化させる）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。

(*) 「非標準化係数」が各規制の効果の大きさを表すが、p 値は、「効果はゼロ」が真実であるときに、偶然的にこうした効果が観察されてしまう確率を表す。例えば、緊急事態宣言の真の効果はゼロであっても、何度も実施すれば、たまたま効果があるかのようなデータが観察される場合がある。実証科学においては通常、この確率が 0.05 未満である場合に、「この効果は偶然的なものではない」と判断し、統計的に有意であると見なす。今回は p 値が 0.05 を上回っているため、「真の効果は仮にゼロであった場合でも、偶然観察されることがあり得る程度の効果」しか見られなかったという理解になる。

分析1

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

分析2

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	-0.27	0.79		
無規制から時短等へダメージ	0.03	0.02	1.16	0.25	1.00	1.00
時短等からまん延防止へダメージ	-0.02	0.02	-0.87	0.39	1.00	1.00
時短等から緊急事態へダメージ	-0.01	0.02	-0.44	0.66	1.00	1.00
まん延防止から緊急事態へダメージ	0.01	0.02	0.53	0.60	1.00	1.00
緊急事態からまん延防止へダメージ	0.01	0.02	0.43	0.67	1.00	1.00
緊急事態から時短等へダメージ	0.00	0.02	0.05	0.96	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

付録

〈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。

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)や西浦(2020)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)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。

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>

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/10900000/000666933.pdf>

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>

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.

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.

〈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)、下表のとおり「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。

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

〈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、変化があった日にのみ1になる、といった形になる。

[分析1の説明変数]

分析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。

- 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

(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。)

(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。)

このダミー変数は、下図のとおり、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。

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

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、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分析を行う。（下図のイメージ）

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。

今回は、各ダミー変数を前に3日、後に3日延長した説明変数を用いて分析を行う。

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。

[分析2の説明変数]

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。

- 「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）
- 「緊急事態」から「時短等」への移行ダミー（規制緩和）

※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。

ダミー変数のイメージは以下のとおりである。

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

「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。

〈検出力分析〉

なお、「有意でない」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。

〈参考資料〉

本分析の方法及び結果の数理的・統計的詳細については、下記URLの論文に取りまとめている。
加藤真人・川端祐一郎・藤井聡（2021）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、京都大学藤井研究室レポート。

http://trans.kuciv.kyoto-u.ac.jp/resilience/documents/effects_of_restrictions.pdf