

原著論文

COVID-19 流行下の一斉休校と日本の 10 代前半の自殺死亡者数の変化： 対照群を用いた中断的時系列分析

谷口 大樹¹、劉 寧²、渡邊 文夫³、大谷 誠⁴、松田 晋哉⁵

【要旨】

目的：本研究の目的は、COVID-19 流行下の一斉休校と 10 代前半人口の自殺死亡者数との関連を明らかにすることである。

方法：対照群を用いた中断的時系列分析デザイン。日本の国勢調査に基づく人口推計、および警察庁発表の自殺統計データを用いた。2019 年 1 月～2022 年 12 月の 10-14 歳の月別自殺死亡者数をアウトカムとし、2016 年 1 月～2018 年 12 月の同年齢集団を対照群とした。セグメント・ポアソン回帰モデルを用いて、介入（2020 年 3 月：一斉休校）時および介入以降の自殺死亡者数トレンドの変化を推定した。

結果：介入直後の水準において、女性の自殺死亡者数が対照群と比較して有意に減少（IRR=0.16, 95% CI=0.03, 0.86）したが、介入後のトレンドでは対照群と比較して有意な増加（発生率の比=1.13、95% 信頼区間=1.01、1.26）に転じた。全体と男性では、自殺死亡者数は対照群と比較して有意な変化を示さなかった。

結論：全国小中学校の一斉休校と 10 代前半女性の自殺死亡者数との関連が確認された。10 代前半の女性の自殺リスクに対する学校や社会全体のサポート体制を強化することが喫緊の課題である。

キーワード：自殺、青少年、COVID-19、一斉休校、中断時系列分析

1. 背景

2024 年の日本における自殺による年間死亡者数は 2 万人を超えているが、近年全体としては減少傾向にある¹⁾。しかし、青少年や若年成人の自殺死亡率は依然として高い水準にある¹⁾。日本では 10-39 歳の死因の第 1 位が自殺であり、これは G7 諸国の中で日本だけに見られる現象である¹⁾。

また、15-29 歳の自殺死亡率は 10 万人中 13.5、30-49 歳では 16.9 であり、いずれも先進国の中でも上位に位置している²⁾。さらに、19 歳以下の小中高生の自殺死亡者数に注目すると、2017 年以降増加傾向を示し、2024 年には 529 人に達し、厚生労働省の公開統計がある 1980 年以降で最多を更新した^{3,4)}。

¹ 産業医科大学医学部

² 産業医科大学産業生態科学研究所

³ 産業医科大学医学部公衆衛生学 博士課程

⁴ 産業医科大学病院医療情報部 准教授

⁵ 産業医科大学医学部 教授

若年者の自殺の背景は国によって異なる。海外では精神疾患の既往や薬物乱用、対人暴力への曝露の経験などが主な要因とされる一方⁵⁾、日本では学業、家族・学校における対人関係、健康問題などが複合的に関与していると指摘されている^{6,7)}。また、19 歳以下人口の自殺統計原票における自殺の原因・動機について見ると、小中学生では高校生と比較して「家庭問題」が占める割合が高く、これに学校問題や複合問題（家庭問題・学校問題）を合わせると日常的な要因が大きな割合を占めている⁸⁾。即ち、同じ若年者でも年代によって自殺の動機が異なり、年齢が低いほど家族や学校など日常的な対人関係の影響を強く受けている可能性が考えられる。

2020 年に始まった COVID-19 の世界的流行は、社会環境に大きな変化をもたらし、人々のメンタルヘルスの悪化や自殺リスクの増加との関連が世界的に指摘されてきた^{9,10)}。日本においても、2020 年の感染拡大以降、10 代の自殺死亡者数が流行前より有意に増加したことが複数の先行研究で示されている^{6,7,11,12)}。日本では感染拡大防止のため、2020 年 3 月 2 日から全国の小中学校を対象に最長 3 か月間の一斉休校が実施された¹³⁾。多くの学校は 5 月下旬から 6 月上旬にかけて一旦再開されたものの、その後も夏休みや分散登校が続き⁶⁾、さらに第 2 波、第 3 波の感染拡大に伴い社会的活動の制限が繰り返された。前記のように、高校生や大学生に比べて、小中学生などの低年齢層では家庭や学校の問題が自殺の背景になりやすいことを踏まえると、一斉休校の直接的な対象となった小中学生にとって、それまで日常的であった学校生活の喪失や家庭環境の変化は、行動変容やメンタルヘルスの悪化を引き起こした可能性が考えられる。

いくつかの研究でも、学級閉鎖や社会的活動の自粛と若年者の自殺との関連は検討されている^{6,14)}。Isumi らは一斉休校直後の 2020 年 3～5 月に 20 歳以下の自殺死亡者数を調べたが、学級閉鎖と直後の月との交互作用は有意ではなかった

¹⁴⁾。Goto らは 2020 年 5 月以降に 10-19 歳の自殺死亡者数が流行前と比べて一時的に増加したことを報告し、その原因の一つに休校を挙げたが、直接的な検証には至っていない⁶⁾。一方、Tanaka らは流行中の若年者の自殺死亡者数増加を指摘しているが、休校そのものとの関連を実証的に分析していない¹²⁾。

これらの知見から、全国一斉休校が低年齢層に与えた影響は依然として明らかではない。そこで、本研究では、対照群を用いた中断的時系列（Controlled Interrupted Time Series:以下 CITS）手法を用いて、COVID-19 の流行開始後の一斉休校と 10 代前半人口の自殺死亡者数との関連を検証することを目的とした。さらに、COVID-19 の流行が日本の若年女性の自殺増加とも関連することが報告されていることから⁷⁾、10 代前半の自殺死亡者数における性差についても検討した。本研究は、既存研究が十分に明らかにしてこなかった低年齢層に特化した実証分析を行うものであり、小中学生を対象とした自殺対策や学校教育政策を検討する際のエビデンスを提供する意義がある。

2. 方法

(1) 研究デザインと使用データ

本研究では、CITS デザインを採用した。一般的な観察研究とは異なり、中断的時系列（Interrupted Time Series:以下 ITS）分析は目標の人口集団に対する介入の効果を評価するための準実験的手法として、政策評価や公衆衛生の分野で広く用いられている^{15,16)}。この手法では、介入が起こらなかった場合に継続する元の時系列データの基本トレンド（即ち、反事実仮想）と、介入が起こった場合の実際のトレンドの変化を比較することで、同一の人口集団に対する介入前後の変化を検証できる。そのため、従来の曝露群と対照群の間に起こり得る交絡や選択バイアスの問題を回避できる利点がある。さらに、CITS では、季節性や介入時点付近に生じる時間変動交絡を

制御することができるため、関心のある介入の効果をもより正確に推定することが可能となる¹⁷⁾。

本研究に用いたデータは、日本の国勢調査に基づく人口推計および警察庁が公表する全国の自殺統計データであり^{18,19,20)}、いずれもインターネット上で公開されている。これらのデータをもとに、2016 年 1 月から 2022 年 12 月までの間における 14 歳以下の人口数および自殺死亡者数を月別に集計した。なお、本研究は公開された集計データのみを使用しており、個人情報を含まないため、大学の倫理審査は申請していない。

(2) アウトカム変数

アウトカム変数は、2019 年 1 月から 2022 年 12 月までに月別に集計した 10 代前半人口の自殺死亡者数である。さらに、期間中の自殺死亡者数を

男女別に分けて調べた。

(3) 介入

前記のとおり、本研究では、全国小中学校の一斉休校と 10 代前半人口の自殺死亡者数との関係を推定するために、介入を 2020 年 3 月と定義した。

(4) 対照群

対照群には、COVID-19 流行前の 2016 年 1 月から 2018 年 12 月までの 10-14 歳人口数および自殺死亡者数を、男女別に月別集計したデータを用いた(図 1)。これは、CITS 分析において同じ人口集団を用いた歴史的対照群の設定は、季節効果や年度変化に伴うバイアスを回避できる有効な方法であることが先行研究により示されているためである^{17,21)}。

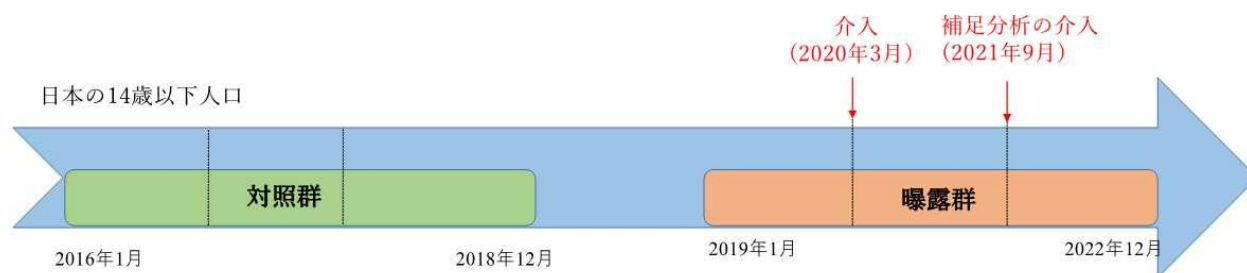


図 1. 曝露群と対照群（対照群を用いた中断的時系列分析）

(5) 統計手法

CITS デザインにおける介入時点の設定を図 2 「介入の設定」に示す。曝露群では、2019 年 1 月～2020 年 2 月を介入前フェーズ、2020 年 4 月～2021 年 9 月を介入後フェーズと定義した。対照群では 2016 年 1 月～2017 年 2 月を介入前フェーズ、2017 年 4 月～2018 年 9 月を介入後フェーズとした。日本の若年者の自殺が学校の始業期である月初に即時的に増加することを報告した先行研究を踏まえ²²⁾、本研究では介入の即時的な影響を検討するためにラグ 0 とした。さらに、介入後に遅れて影響が生じる可能性も考慮し、ラグ 1 か月（2020 年 4 月）およびラグ 2 か月（2020 年 5 月）の感度分析も追加した。

アウトカム（自殺死亡者数）はカウント型変数であるため、本研究ではセグメント・ポアソン回帰モデルを採用した^{16,21,23)}。前記の通り、10-14 歳人口数をオフセット変数とし、自殺死亡者数を 100 万人当りの自殺死亡者数に変換した(自殺死亡者数 10 代前半人口数×1,000,000)。

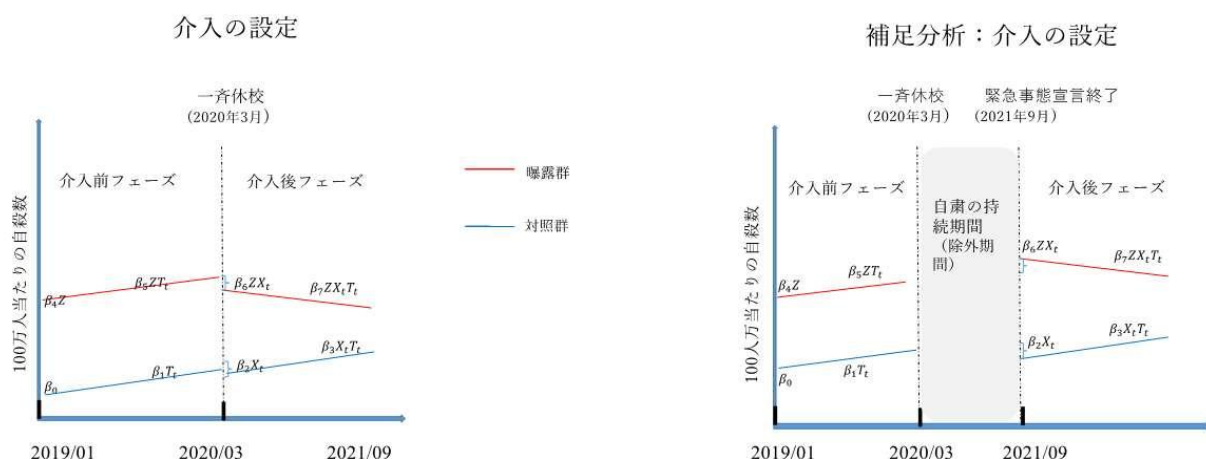
回帰モデルを以下に示す。

$$\log(\lambda_t) = \beta_0 + \beta_1 T_t + \beta_2 X_t + \beta_3 X_t T_t + \beta_4 Z + \beta_5 Z T_t + \beta_6 Z X_t + \beta_7 Z X_t T_t + \varepsilon_t$$

うち、 λ_t は期待アウトカム、 T_t は観察開始からの月数、 X_t は介入有無を示すダミー変数である ($X_t = 0$: 介入なし ; $X_t = 1$: 介入あり)。Z は曝露群、もしくは対照群を示すダミー変数である ($Z = 0$: 対照群 ; $Z = 1$: 曝露群)。 $\beta_0 \sim \beta_3$ は、対

照群の回帰直線の係数である。 β_0 : 対照群における回帰直線の水準（切片、もしくはレベル）； β_1 : 対照群における介入前回帰直線のトレンド（傾き）； β_2 : 介入時点の対照群の水準変化； β_3 : 介入後対照群のトレンドの変化。 $\beta_4 \sim \beta_7$ は、曝露群と対照群との差を表す回帰直線の係数である。 β_4 : 介入前における曝露群と対照群の回帰直線

の水準の差； β_5 : 介入前における曝露群と対照群の回帰直線のトレンドの差； β_6 : 介入時点における曝露群と対照群の回帰直線の水準の差； β_7 : 介入後における曝露群と対照群の回帰直線のトレンドの差。本研究では、これら全係数を推定した上で、介入による水準とトレンドの変化を評価した。



$$\text{セグメント・ポアソン回帰モデル} \quad \log(\lambda_t) = \beta_0 + \beta_1 T_t + \beta_2 X_t + \beta_3 X_t T_t + \beta_4 Z + \beta_5 Z T_t + \beta_6 Z X_t + \beta_7 Z X_t T_t + \varepsilon_t$$

図 2. 介入の設定

下側の回帰直線（青色）は対照群、上側の回帰直線（赤色）は曝露群を示す。縦線はそれぞれ介入を表す。

セグメント・ポアソン回帰モデルにおいて、 λ_t は期待アウトカムを示す。

T_t は観察開始からの時間を表す。

X_t は介入有無を示すダミー変数である（ $X_t = 0$: 介入なし； $X_t = 1$: 介入あり）。

Z は曝露群、もしくは対照群を示すダミー変数である（ $Z=0$: 対照群； $Z=1$: 曝露群）。

$\beta_0 \sim \beta_3$ は、対照群の回帰直線の係数である。 β_0 : 対照群における回帰直線の水準（切片、もしくはレベル）； β_1 : 対照群における介入前回帰直線の傾き（トレンド）； β_2 : 介入時点における水準の変化（対照群）； β_3 : 介入前後トレンドの変化（対照群）。

$\beta_4 \sim \beta_7$ は、曝露群と対照群との差を表す回帰直線の係数である。 β_4 : 介入前における曝露群と対照群の回帰直線の水準の差； β_5 : 介入前における曝露群と対照群の回帰直線のトレンドの差； β_6 : 介入時点における曝露群と対照群の回帰直線の水準の差； β_7 : 介入後における曝露群と対照群の回帰直線のトレンドの差。

ε_t は誤差項である。

(6) 補足分析

本研究では一斉休校と自殺死亡者数との関連を検証することを目的としたが、休校終了後の自殺死亡者数の変化にも関心がある。しかし前記のとおり、多くの学校が 2020 年 5 月または 6 月に一旦再開されたものの、その後も感染拡大や緊急

事態宣言が繰り返され、休校終了の時点を一義的に定義することは困難である。

一方、2021 年初頭からコロナワクチンの接種が迅速に進み、同年 8 月の東京オリンピックの開催を経て、2021 年 9 月頃から全国的に人流の増加が報告されている²⁴⁾。即ち、一斉休校を含む

COVID-19 流行初期から継続していた大規模な社会的活動の自粛は、この時期を境に徐々に解除へ向かい始めたと考えられる。そこで本研究では、休校終了を直接の介入とするのではなく、全国的な緊急事態宣言の終了（2021 年 9 月末）という政策的な区切りを用いて、社会的活動が回復し始めた時期の代理指標と見なし、補足分析を行った。この場合、全国緊急事態宣言が終了した 2021 年 9 月 30 日以降の 10 代前半人口の自殺死亡者数の変化を、同じ CITS 手法で推定した。ここで重要なのは、2020 年 3 月から 2021 年 9 月までの変化の著しい期間を「自粛の持続期間」として時系列分析から除外し、その前後で自殺死亡者数の変化を比較した点である。介入時点の設定は図 2 で示した。「自粛の持続期間」を除外する手法は他の先行研究においても採用されており²⁵⁾、本研究でも同様の考え方を用いた。なお、2021 年 9 月（ラグ 0）、2021 年 10 月（ラグ 1）、と 2021 年 11 月（ラ

グ 2）の 3 パターンで分析した。

上記解析にて、自己相関関数と偏自己相関関数からデータの自己相関を確認した上で、季節性の影響も調整した。本研究にあるすべての検定について、有意水準を 0.05 以下とした。また、Stata 18 (Stata-Corp LP, College Station, TX, USA) を使用した。

3. 結果

日本の 14 歳以下人口は、2016 年の 16,075,000 人から 2022 年の 14,718,000 人へと、年間 1-2% のペースで減少しているが、全人口に占める割合は 11-12% の範囲内で安定している（表 1）。年齢層別に見ると、0-9 歳の年齢層が 14 歳以下人口の 6 割以上を占め、10-14 歳の年齢層が残りの約 3 割を構成している。また、男女別の割合については、経年による大きな変化は見られなかった。

表 1. 日本の 14 歳以下の人口動態

	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022
総人口	127,043,413	126,822,161	126,591,889	126,317,168	125,988,209	126,067,670	125,308,652
14歳以下人口 (%)	16,075,000(12.7%)	15,738,000(12.4%)	15,557,000(12.3%)	15,376,000(12.2%)	15,160,000(12.0%)	14,979,000(11.9%)	14,718,000(11.7%)
年齢別 (%)							
0-9	10,501,000(65.3%)	10,242,000(65.1%)	10,130,000(65.1%)	9,987,000(65.0%)	9,816,000(64.7%)	9,631,000(64.3%)	9,377,000(63.7%)
10-14	5,573,000(34.7%)	5,497,000(34.9%)	5,427,000(34.9%)	5,389,000(35.0%)	5,345,000(35.3%)	5,347,000(35.7%)	5,342,000(36.3%)
性別 (%)							
男性	8,236,000 (51.2%)	8,060,000 (51.2%)	7,966,000 (51.2%)	7,874,000 (51.2%)	7,764,000 (51.2%)	7,672,000 (51.2%)	7,540,000 (51.2%)
女性	7,839,000 (48.8%)	7,678,000 (48.8%)	7,591,000 (48.8%)	7,502,000 (48.8%)	7,396,000 (48.8%)	7,307,000 (48.8%)	7,179,000 (48.8%)

図 3 では、10 代前半人口の全体、男性および女性の自殺死亡者数を指数平滑化した後の時系列トレンドを示した。全体および男性の自殺死亡者数にばらつきが大きく、顕著なトレンドが見られない。

一方、女性の自殺死亡者数は本研究で定義した介入以降、増加傾向を示している。また、観察期間中月別に集計された自殺死亡者数の実数を付表 1 に示した。

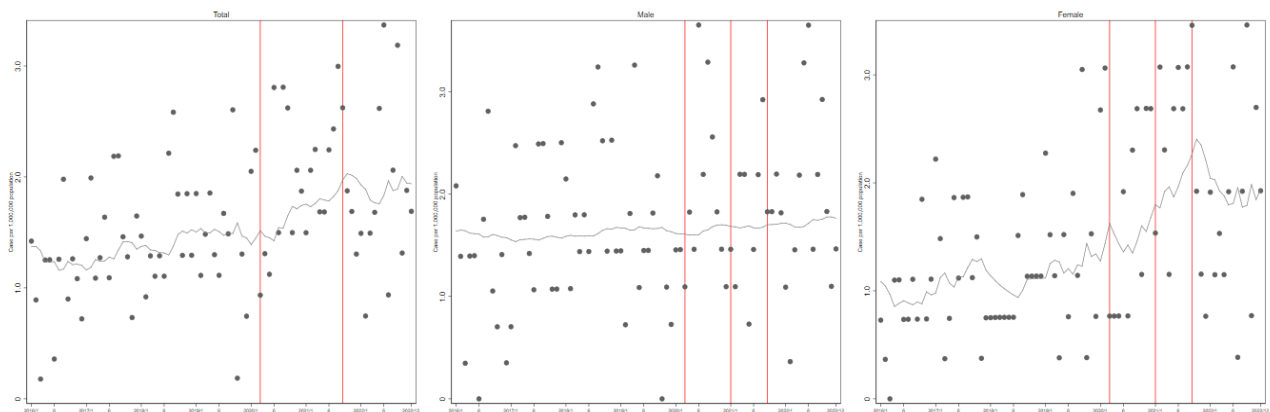


図 3. 自殺数の時系列トレンド（全体、男性、女性別）

黒丸は観察された自殺数を示す。灰色の線は指数平滑化により描かれた時系列トレンドを示す。赤色の縦線は介入を示す。

セグメント・ポアソン回帰モデルから推定された 10 代前半人口の自殺死亡者数の変化を図 4 と表 2 に示した。

全体では、介入時と介入後ともに、曝露群の自

殺死亡者数は対照群と比較して有意な変化を認めなかった(図 4 :「全体」、表 2)。性別別では、男性も全体と同様に有意差は見られなかった(図 4 :「男性」、表 2)。

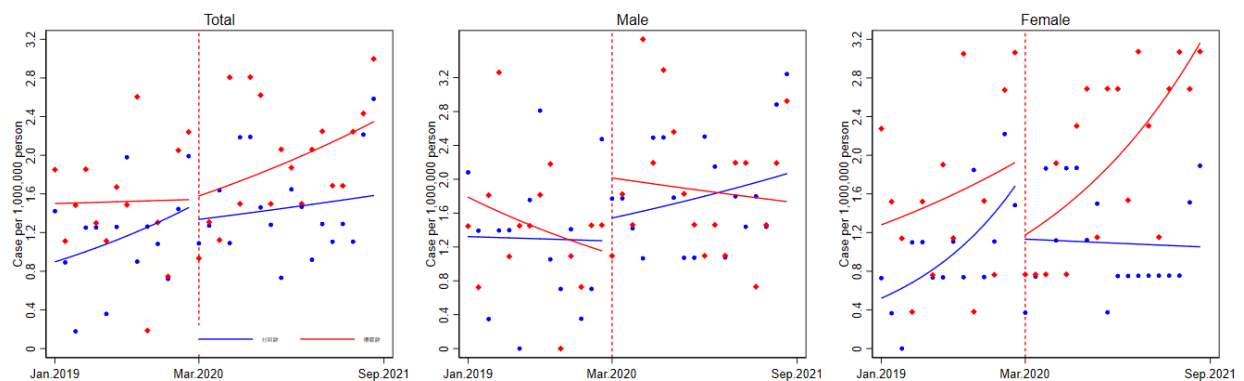


図 4 : 10 代前半人口の自殺死亡者数の変化

表 2. 10 代前半人口自殺死亡者数におけるレベルとトレンドの変化

	全体			男性			女性		
	回帰係数 β	95% CI	P	回帰係数 β	95% CI	P	回帰係数 β	95% CI	P
介入前対照群のトレンド(β_1)	1.04	0.98, 1.10	0.201	1.00	0.93, 1.07	0.939	1.09	1.01, 1.18	0.023
介入時対照群のレベルの変化(β_2)	1.33	0.53, 3.37	0.546	0.90	0.30, 2.72	0.850	2.54	0.66, 9.78	0.176
介入後対照群のトレンドの変化(β_3)	0.97	0.91, 1.04	0.414	1.02	0.94, 1.11	0.633	0.91	0.83, 1.00	0.041
介入前 2 群のレベルの差(β_4)	1.73	0.90, 3.32	0.098	1.39	0.62, 3.13	0.420	2.61	1.05, 6.45	0.038
介入前 2 群のトレンドの差(β_5)	0.97	0.90, 1.04	0.352	0.97	0.88, 1.07	0.542	0.94	0.86, 1.04	0.230
介入時 2 群のレベルの差(β_6)	0.56	0.16, 1.91	0.354	1.38	0.30, 6.36	0.677	0.16	0.03, 0.86	0.033
介入後 2 群のトレンドの差(β_7)	1.05	0.96, 1.14	0.266	1.00	0.90, 1.12	0.933	1.13	1.01, 1.26	0.035

上記の回帰係数がセグメント・ポアソン回帰モデル ($\log(\lambda_t)=\beta_0+\beta_1T_t+\beta_2X_t+\beta_3X_tT_t+\beta_4Z+\beta_5ZT_t+\beta_6ZX_t+\beta_7ZX_tT_t+\varepsilon_t$) から推定されたものである。一番下の 2 行 (灰色) では、介入 (2021 年 9 月緊急事態宣言終了) 時および介入後、対照群に対する曝露群の自殺死亡者数の変化を示した。 β_6 は、介入時点における曝露群と対照群 2 群の回帰直線の切片 (レベル) の差である。 β_7 は、介入後における 2 群の回帰直線の傾き (トレンド) の差である。回帰係数の β_1 : 介入前対照群の回帰直線の傾き; β_2 : 介入時点における対照群の回帰直線の切片 (介入無のレベルに対する実際の対照群のレベルの変化); β_3 : 介入後対照群の回帰直線の傾き (介入無のトレンドに対する実際の対照群のトレンドの変化); β_4 : 介入前 2 群の回帰直線の切片の差; β_5 : 介入前曝露群と対照群の 2 群の回帰直線の傾きの差。

一方、女性では、介入時点に曝露群の自殺死亡者数が対照群と比べて有意な減少 [発生率比 (IRR) = 0.16, 95% 信頼区間 (95% CI) = 0.03, 0.86] を示したが、介入後には対照群と比較して有意な増加 (IRR = 1.13, 95% CI = 1.01, 1.26) へと転じた (図 4: 「女性」; 表 2)。また女性では、介入前の対照群におけるトレンドが有意な増加 (IRR = 1.09, 95% CI = 1.01, 1.18) であり、介入前水準における曝露群と対照群の群間の差も有意 (IRR = 2.61, 95% CI = 1.05, 6.45) であった。さらに、ラグ 1 か月とラグ 2 か月を考慮した感度分析においても、同様の傾向が見られた (付表 2-3; 付図 1)。

補足分析では、全体、男性、および女性のいずれにおいても、介入時および介入後の自殺死亡者数は対照群と比較して有意な変化を示さなかった (付図 2; 付表 4-6)。これは、3 つのパターン (ラグ 0 ~ 2) すべてで一貫して確認された結果である。但し、女性については、介入前の対照群におけるトレンドが有意に高く、また介入前の水準においても自殺死亡者数が対照群と比べて有意に

高かった。

4. 考察

本研究では、日本における 10 代前半人口を対象に、COVID-19 流行初期に実施された全国一斉休校と自殺死亡数との関連を CITS 手法により推定した。その結果、2020 年 3 月に全国小中学校の一斉休校の直後において、10 代前半女性の自殺死亡者数は対照群と比べて約 84% 有意に減少した (IRR = 0.16, 95% CI = 0.03, 0.86) が、その後のトレンドでは対照群と比べて約 13% 有意に増加した (IRR = 1.13, 95% CI = 1.01, 1.26)。先行研究では、パンデミック期間中の社会的活動の自粛が生活環境の急激な変化や対人関係の中断をもたらし、メンタルヘルスの不調や自殺の衝動を強めた可能性がある (6,7,10,11)。本研究からは、一斉休校と 10 代前半人口の自殺死亡者数の増加との関連が確認されており、先行研究の見解と整合的な側面を示した。

一方、10 代前半男性の自殺死亡者数においては、一斉休校との有意な関連は観察されなかった。こ

れは、女性の自殺死亡者数の変化の影響を相殺し、最終的に 10 代前半全体の自殺死亡者数では一斉休校との関連が有意に認められなかった一因であると考えられる。

COVID-19 流行中の若年者における自殺増加は日本を含むいくつかの国で報告されているが^{9,26,27)}、日本の場合、特に 10 代女性の自殺死亡者数の増加が流行前から始まっていたことが大きな特徴である²⁸⁾。本研究の結果もこれを裏付けており、結果部分(表 2)で示したとおり、2020 年 3 月の一斉休校前の水準において、女性の自殺死亡者数は対照群より約 161% 有意に高かった (IRR=2.61, 95% CI=1.05, 6.45)。さらに、補足分析でも同様の傾向が確認され、緊急事態宣言終了時およびその後には 2 群間に有意差が見られなかったものの、緊急事態宣言終了前の水準では女性の自殺死亡者数が一貫して有意に高かった。これらの結果から、COVID-19 流行前から流行下にかけて若年者の自殺死亡者数の増加に明らかな性差が存在することが示唆され、因果関係の解明には今後更なる研究が求められる。

若年者の自殺に関する複数の研究からは、男性と比べて女性は社会環境やライフイベントなど外的要因の変化に対して心理的に脆弱である可能性が指摘されている^{28,29)}。このような特徴を有する女性にとって、COVID-19 の流行に伴う大規模な社会的活動の自粛は、既存の脆弱性に加えてさらなる大きなストレッサーになり得る³⁰⁾。前述のとおり、とりわけ小中学生は家庭や学校といった日常的な社会関係に強く依存しており、対人関係に由来するストレスの感受性が高いため、社会環境の変化による影響をより強く受けやすい可能性がある。2020 年 3 月に始まった全国の小中学校での一斉休校以降、学校生活は長期にわたり制限され、さらに全国的な緊急事態宣言が繰り返された 2021 年 9 月までの間、運動会、修学旅行、部活動、夏祭りなどの集団活動が相次いで中止・縮小された。こうした状況は、感染症への不安に加えて、社交関係の中断や孤独感の増大をもたら

し、メンタルヘルスの不調や精神疾患の発症、自殺リスクの上昇に結び付くことが国内外で報告されている^{6,9,10)}。実際、後藤らによる日本の 10-19 歳の若者を対象とした研究では、パンデミック初期に精神疾患や家族問題、社会的懸念に起因する自殺が有意に上昇したことが明らかにされている⁶⁾。以上を踏まえて、一斉休校中のストレスが 10 代前半女性特有の身体・心理的特徴に拍車をかけ、男性よりも高い自殺傾向につながったと推測した。

もう一つ重要な点は、一斉休校に象徴される学校環境の喪失が、小中学生にとって日常的に過ごす場を失わせた可能性である。Shin らの社会心理学的研究は、男性と比べて女性が社会的関係性への依存が強い半面、サポートの欠如による脆弱性も高いと指摘している³¹⁾。また、Stefanac や Nishina の研究では、特に 10 代前半の女性の自殺において衝動的な方法が多いことが報告されている^{32,33)}。これらの知見を踏まえると、学校や家庭といった日常的な対人関係のある環境は、心身の発育段階にある 10 代前半の若年女性にとって心理的安定を支える不可欠な要素であり、思春期によくみられる行動・情動の変化を早期に観察し把握するための重要な手掛かりとなるだけではなく、自殺を含む危機的な行動への緊急介入の契機とも成り得ると考えられる。もっとも、このような推測を検証するためには、15 歳以上の若年集団との比較研究が必要であるが、本研究は、少なくとも小中学校生を対象とした自殺対策や学校教育を検討する上で有用な知見を提供している。

上記に基づき、若年女性に対する予防的介入の重要性が示唆された。具体的には、小学校の高学年からスクールカウンセラーの面談や保健室利用の機会を増やすことにより、有効なモニタリング制度を構築させることが求められる。また、自殺未遂者への早期介入を目指した保健体制の整備も喫緊な課題である。さらに、学校の教育体制が急変する状況に備えて、例えば小規模授業など代替的な集団活動の提供、家庭や地域資源との連

携を強化し、社会全体で見守りとサポート体制を整えることも望ましいと考える。

本研究には下記 3 点のリミテーションが考えられる。1) 歴史的対照群の使用は、介入と同じ時点に起こり得る時間的交絡を制御できる一方で、感染流行や経済的影響などの未測定交絡要因を完全にコントロールすることは困難である。従って、CITS デザインを用いた本研究は、あくまで介入とアウトカムの関連を検証した観察的研究として位置づけられ、一斉休校が自殺死亡者数を直接的に増加させたことを因果的に証明するものではない。今後は、一斉休校を受けなかった国や地域における同じ人口集団を対照群として設定することや、傾向スコア手法などを併用して、自殺と関連する要因をより精緻に推定することが重要である。2) 先行研究では、若年者の自殺を予防するためには、居住環境、年齢、既往歴などのリスクファクターを把握し、ターゲット層を明確化することの重要性が指摘されている^{32,33)}。今後、警察庁が公表している原因別の自殺死亡者数のデータを活用し、経済状況、学業関連、家庭内環境といったカテゴリーごとの詳細な検討が求められる。3) 本研究の補足分析で用いた全国緊急事態宣言終了を介入とする設定については、3 つのパターンを設けて分析したものの、ITS 手法における介入の定義として不十分である可能性が高い。介入時点が明確ではない場合、介入前後の変化を ITS 手法では測定することが困難であるため、今後は一般的な時系列分析手法を用い、社会活動の自粛が自殺の変化に与える影響をより適切に定量化する必要がある。

5. 結語

本研究では、CITS 手法を用いて、COVID-19 流行下の一斉休校と日本の 10 代前半人口自殺死亡者数との関連性を評価した。その結果、一斉休校と男性の自殺死亡者数との有意な関係は観察されなかったが、休校と女性の自殺死亡者数のトレンドの増加が確認された。また、休校と 10 代前

半人口全体の自殺死亡者数との間にも有意な関係は認められなかった。

近年、自殺死亡者数が増加しつつある 14 歳以下女性において、性差に基づくリスクファクターの特定、および若年層人口を対象とした自殺の原因にフォーカスする疫学調査が求められる。また、若年層の自殺を予防するためには、思春期女性にとっての社会関係性や集団活動の場の重要性を考慮した社会心理学的研究も不可欠であり、学校を含む社会全体のサポート体制の構築が喫緊の課題となるであろう。

6. 利益相反

本研究では、国勢調査に基づく全国人口推計および警察庁の公開データを使用している。本論文の内容に直接関連する利益相反はない。本研究を実施するための資金提供を受けていない。

7. 参考文献

- 1) 厚生労働省. 令和 6 年版自殺対策白書.
(https://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/hukushi_kaigo/seikatsuhogo/jisatsu/jisatsuhakusyo2024.html) 2025 年 3 月 10 日アクセス
- 2) World Health Organization. Suicide rates .
(<https://www.who.int/data/gho/data/themes/mental-health/suicide-rates>) 2024 年 11 月 11 日アクセス
- 3) 厚生労働省自殺対策推進室、警察庁生活安全局生活安全企画課.
<https://www.mhlw.go.jp/content/001464717.pdf>
2025 年 9 月 22 日アクセス
- 4) 警察庁. 自殺者数.
<https://www.npa.go.jp/publications/statistics/safelylife/jisatsu.html> 2024 年 10 月 20 日アクセス
- 5) Miranda-Mendizabal A, Castellví P, Parés-Badell O, et al. Gender differences in suicidal behavior in adolescents and young adults: systematic review and meta-analysis of longitudinal studies. *Int J*

- Public Health. 2019;64(2):265-283. doi:10.1007/s00038-018-1196-1
- 6) Goto R, Okubo Y, Skokauskas N. Reasons and trends in youth's suicide rates during the COVID-19 pandemic. *Lancet Reg Health West Pac*. 2022;27:100567. doi:10.1016/j.lanwpc.
- 7) Spittal MJ. COVID-19 and suicide: Evidence from Japan. *Lancet Reg Health West Pac*. 2022 Oct;27:100578. doi:10.1016/j.lanwpc.2022.100578.
- 8) 一般社団法人いのち支える自殺対策推進センター. こどもの自殺の多角的な要因分析に関する調査研究 (令和 6 年度こども家庭庁補助事業) . <https://jscp.or.jp/research/cfa-suicidereport-250618.html> 2025 年 7 月 1 日アクセス
- 9) Pierce M, Hope H, Ford T, et.al. Mental health before and during the COVID-19 pandemic: a longitudinal probability sample survey of the UK population. *Lancet Psychiatry*. 2020;7(10):883-892. doi:10.1016/S2215-0366(20)30308-4
- 10) Gunnell D, Appleby L, Arensman E, et.al. Suicide risk and prevention during the COVID-19 pandemic. *Lancet Psychiatry*. 2020;7(6):468-471. doi:10.1016/S2215-0366(20)30171-1
- 11) Matsumoto R, Motomura E, Fukuyama K, Shiroyama T, Okada M. Determining What Changed Japanese Suicide Mortality in 2020 Using Governmental Database. *J Clin Med*. 2021;10(21):5199. Published 2021 Nov 7. doi:10.3390/jcm10215199
- 12) Tanaka, T., Okamoto, S. Increase in suicide following an initial decline during the COVID-19 pandemic in Japan. *Nat Hum Behav* 5, 229–238 (2021). <https://doi.org/10.1038/s41562-020-01042-z>
- 13) 文部科学省. 全国一斉休校関連. https://www.mext.go.jp/content/202002228-mxt_kouhou01-000004520_1.pdf 2025 年 7 月 1 日アクセス
- 14) Isumi A, Doi S, Yamaoka Y, Takahashi K, Fujiwara T. Do suicide rates in children and adolescents change during school closure in Japan? The acute effect of the first wave of COVID-19 pandemic on child and adolescent mental health. *Child Abuse Negl*. 2020 Dec;110(Pt 2):104680. doi: 10.1016/j.chiabu.2020.104680.
- 15) Linden, A. (2015). Conducting Interrupted Time-series Analysis for Single- and Multiple-group Comparisons. *The Stata Journal*, 15(2), 480-500. <https://doi.org/10.1177/1536867X1501500208>
- 16) Bernal JL, Cummins S, Gasparrini A. Interrupted time series regression for the evaluation of public health interventions: a tutorial [published correction appears in *Int J Epidemiol*. 2020 Aug 1;49(4):1414. doi:10.1093/ije/dyaa118]. *Int J Epidemiol*. 2017;46(1):348-355. doi:10.1093/ije/dyw098
- 17) Lopez Bernal J, Cummins S, Gasparrini A. The use of controls in interrupted time series studies of public health interventions. *Int J Epidemiol*. 2018;47(6):2082-2093. doi:10.1093/ije/dyy135
- 18) e-Stat 人口動態調査. 人口動態統計、月報(概数) 6. 死亡数、死因(選択死因分類)・性・年齢(5 歳階級) 別 (<https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?page=1&layout=datalist&toukei=00450011&tstat=000001028897&cycle=1&tclass1=000001053058&tclass2=000001053060&tclass3val=0>) 2024 年 10 月 11 日アクセス
- 19) e-Stat. 人口推計. <https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?page=1&layout=datalist&toukei=00200524&tstat=000000090001&cycle=1&tclass1=000001011678&tclass2val=0> 2024 年 10 月 11 日アクセス
- 20) 警察庁. 自殺者数.

- <https://www.npa.go.jp/publications/statistics/safetylife/jisatsu.html> 2024 年 10 月 11 日アクセス
- 21) Habib N, Steyn PS, Boydell V, Cordero JP, Nguyen MH, Thwin SS, Nai D, Shamba D, Kiarie J; CaPSAI Project Team. The use of segmented regression for evaluation of an interrupted time series study involving complex intervention: the CaPSAI project experience. *Health Serv Outcomes Res Methodol*. 2021;21(2):188-205. doi: 10.1007/s10742-020-00221-9.
 - 22) Matsubayashi T, Ueda M, Yoshikawa K. School and seasonality in youth suicide: evidence from Japan. *J Epidemiol Community Health*. 2016 Nov;70(11):1122-1127. doi: 10.1136/jech-2016-207583.
 - 23) Liu N, Babazono A, Jamal A, Yoshida S, Yamao R, Ishihara R, Matsuda S, Li Y. Impact of fee-revision policy for gastrostomy on its implementation among older adults with dementia in Japan. *Public Health*. 2024 Feb;227:63-69. doi: 10.1016/j.puhe.2023.11.032.
 - 24) 内閣感染症危機管理統括庁.
https://www.caicm.go.jp/action/survey/covid19-ai.jp/ja-jp/topic/exit_strategy_2/index.html 2025 年 9 月 22 日アクセス
 - 25) Lopez Bernal JA, Lu CY, Gasparrini A, Cummins S, Wharam JF, Soumerai SB. Association between the 2012 Health and Social Care Act and specialist visits and hospitalisations in England: A controlled interrupted time series analysis. *PLoS Med*. 2017 ;14(11):e1002427. doi: 10.1371/journal.pmed.1002427.
 - 26) Jeffrey A. Bridge, Donna A. Ruch, Arielle H. Sheftall, Hyeouk Chris Hahm, Victoria M. O'Keefe, Cynthia A. Fontanella, Guy Brock, John V. Campo, Lisa M. Horowitz; Youth Suicide During the First Year of the COVID-19 Pandemic. *Pediatrics* March 2023; 151 (3): e2022058375. 10.1542/peds.2022-058375
 - 27) Bridge JA, Ruch DA, Sheftall AH, Hahm HC, O'Keefe VM, Fontanella CA, Brock G, Campo JV, Horowitz LM. Youth Suicide During the First Year of the COVID-19 Pandemic. *Pediatrics*. 2023 Mar 1;151(3):e2022058375. doi: 10.1542/peds.2022-058375.
 - 28) Ueda M, Nordström R, Matsubayashi T. Suicide and mental health during the COVID-19 pandemic in Japan. *J Public Health (Oxf)*. 2022 Aug 25;44(3):541-548. doi: 10.1093/pubmed/fda b113
 - 29) Yoshioka, Takashi. COVID-19 vaccine hesitancy and media channel use in Japan: could media campaigns be a possible solution? *The Lancet Regional Health – Western Pacific*, Volume 18, 100357
 - 30) Jost GM, Hang S, Shaikh U, Hostinar CE. Understanding adolescent stress during the COVID-19 pandemic. *Curr Opin Psychol*. 2023 Aug;52:101646. doi: 10.1016/j.copsyc.2023.101646. Epub 2023 Jun 21. PMID: 37473661; PMCID: PMC10282927.
 - 31) Shin H, Park C. Gender differences in social networks and physical and mental health: are social relationships more health protective in women than in men? *Front Psychol*. 2023 Dec 27;14:1216032. doi: 10.3389/fpsyg.2023.1216032. PMID: 38213610; PMCID: PMC10782512
 - 32) Stefanac, N., Hetrick, S., Hulbert, C. *et al*. Are young female suicides increasing? A comparison of sex-specific rates and characteristics of youth suicides in Australia over 2004–2014. *BMC Public Health* 19, 1389 (2019).
<https://doi.org/10.1186/s12889-019-7742-9>
 - 33) Nishina Y, Yagai Y, Goto R, Hangai M. Characteristics of Preteen Suicide in Japan. *JAMA Netw Open*. 2025;8(1):e2455471. doi:10.1001/jamanetworkopen.2024.55471

【資料編】

付表 1. 年度月別自殺死亡者数

年月	総人数	14 歳以下全体	男性	女性
201601	1709	8	6	2
201602	1648	5	4	1
201603	2017	1	1	0
201604	1780	7	4	3
201605	1965	7	4	3
201606	1803	2	0	2
201607	1755	7	5	2
201608	1648	11	8	3
201609	1676	5	3	2
201610	1786	7	2	5
201611	1605	6	4	2
201612	1592	4	1	3
201701	1642	8	2	6
201702	1559	11	7	4
201703	1840	6	5	1
201704	1813	7	5	2
201705	1947	9	4	5
201706	1808	6	3	3
201707	1730	12	7	5
201708	1774	12	7	5
201709	1763	8	5	3
201710	1566	7	3	4
201711	1546	4	3	1
201712	1443	9	7	2
201801	1470	8	6	2
201802	1553	5	3	2
201803	1903	7	5	2
201804	1691	6	4	2
201805	1768	7	5	2
201806	1672	6	4	2
201807	1639	12	8	4
201808	1648	14	9	5
201809	1699	10	7	3
201810	1738	7	4	3
201811	1592	10	7	3
201812	1659	7	4	3
201901	1571	10	4	6
201902	1531	6	2	4
201903	1788	8	5	3
201904	1682	10	9	1
201905	1809	7	3	4
201906	1592	6	4	2

COVID-19 流行下の一斉休校と日本の 10 代前半の自殺死亡者数の変化

201907	1719	9	4	5
201908	1544	8	5	3
201909	1605	14	6	8
201910	1496	1	0	1
201911	1569	7	3	4
201912	1509	4	2	2
202001	1527	11	4	7
202002	1366	12	4	8
202003	1672	5	3	2
202004	1409	7	5	2
202005	1520	6	4	2
202006	1496	15	10	5
202007	1792	8	6	2
202008	1819	15	9	6
202009	1815	14	7	7
202010	2197	8	5	3
202011	1850	11	4	7
202012	1759	10	3	7
202101	1626	8	4	4
202102	1617	11	3	8
202103	1905	12	6	6
202104	1787	9	6	3
202105	1806	9	2	7
202106	1794	12	4	8
202107	1664	13	6	7
202108	1672	16	8	8
202109	1612	14	5	9
202110	1631	10	5	5
202111	1531	9	6	3
202112	1637	7	5	2
202201	1540	8	3	5
202202	1469	4	1	3
202203	1893	8	4	4
202204	1717	9	6	3
202205	2107	14	9	5
202206	1896	18	10	8
202207	1784	5	4	1
202208	1739	11	6	5
202209	1906	17	8	9
202210	1752	7	5	2
202211	1750	10	3	7
202212	1685	9	4	5

付表 2. ラグ 1 か月（4 月開始）：10 代前半人口自殺死亡者数におけるレベルとトレンドの変化

	全体			男性			女性		
	回帰係数	95% CI	P	回帰係数	95% CI	P	回帰係数	95% CI	P
介入前対照群のトレンド(β_1)	1.03	0.98, 1.08	0.245	1.01	0.95, 1.07	0.820	1.06	0.99, 1.14	0.075
介入時対照群のレベルの変化(β_2)	1.37	0.50, 3.76	0.544	0.85	0.25, 2.84	0.791	3.00	0.72, 12.56	0.132
介入後対照群のトレンドの変化(β_3)	0.98	0.92, 1.04	0.504	1.02	0.94, 1.11	0.667	0.92	0.84, 1.01	0.071
介入前 2 群のレベルの差(β_4)	1.71	0.92, 3.19	0.091	1.44	0.68, 3.07	0.345	2.32	0.98, 5.48	0.055
介入前 2 群のトレンドの差(β_5)	0.97	0.90, 1.03	0.307	0.96	0.88, 1.05	0.382	0.96	0.88, 1.05	0.336
介入時 2 群のレベルの差(β_6)	0.62	0.16, 2.38	0.488	1.95	0.37, 10.16	0.429	0.14	0.02, 0.87	0.035
介入後 2 群のトレンドの差(β_7)	1.05	0.96, 1.14	0.287	1.00	0.90, 1.11	0.968	1.12	1.00, 1.25	0.040

上記の回帰係数がセグメント・ポアソン回帰モデル ($\log(\lambda_t)=\beta_0+\beta_1T_t+\beta_2X_t+\beta_3X_tT_t+\beta_4Z+\beta_5ZT_t+\beta_6ZX_t+\beta_7ZX_tT_t+\varepsilon_t$) から推定されたものである。一番下の 2 行（灰色）では、介入（2021 年 9 月緊急事態宣言終了）時および介入後、対照群に対する曝露群の自殺死亡者数の変化を示した。 β_6 は、介入時点における曝露群と対照群 2 群の回帰直線の切片（レベル）の差である。 β_7 は、介入後における 2 群の回帰直線の傾き（トレンド）の差である。回帰係数の β_1 ：介入前対照群の回帰直線の傾き； β_2 ：介入時点における対照群の回帰直線の切片（介入無のレベルに対する実際の対照群のレベルの変化）； β_3 ：介入後対照群の回帰直線の傾き（介入無のトレンドに対する実際の対照群のトレンドの変化）； β_4 ：介入前 2 群の回帰直線の切片の差； β_5 ：介入前曝露群と対照群の 2 群の回帰直線の傾きの差。

付表 3. ラグ 2 か月（5 月開始）：10 代前半人口自殺死亡者数におけるレベルとトレンドの変化

	全体			男性			女性		
	回帰係数	95% CI	P	回帰係数	95% CI	P	回帰係数	95% CI	P
介入前対照群のトレンド(β_1)	1.03	0.98, 1.07	0.241	1.01	0.96, 1.07	0.633	1.05	0.98, 1.12	0.147
介入時対照群のレベルの変化(β_2)	1.43	0.48, 4.20	0.520	0.80	0.22, 2.96	0.738	3.68	0.78, 17.39	0.100
介入後対照群のトレンドの変化(β_3)	0.98	0.92, 1.04	0.502	1.01	0.94, 1.09	0.711	0.93	0.85, 1.01	0.085
介入前 2 群のレベルの差(β_4)	1.70	0.94, 3.07	0.081	1.40	0.67, 2.91	0.373	2.28	0.99, 5.24	0.052
介入前 2 群のトレンドの差(β_5)	0.97	0.91, 1.03	0.276	0.97	0.90, 1.05	0.416	0.96	0.88, 1.04	0.315
介入時 2 群のレベルの差(β_6)	0.69	0.16, 2.87	0.607	2.54	0.42, 15.30	0.308	0.13	0.02, 0.92	0.041
介入後 2 群のトレンドの差(β_7)	1.04	0.96, 1.13	0.324	0.98	0.89, 1.09	0.739	1.12	1.01, 1.25	0.035

付表 4. ラグ 0 か月（9 月開始）：全国緊急事態宣言後 10 代前半人口自殺死亡者数におけるレベルとトレンドの変化

	全体			男性			女性		
	回帰係数	95% CI	P	回帰係数	95% CI	P	回帰係数	95% CI	P
介入前対照群のトレンド(β_1)	1.04	0.98, 1.11	0.157	1.01	0.93, 1.09	0.877	1.10	1.01, 1.19	0.025
介入時対照群のレベルの変化(β_2)	0.56	0.09, 3.47	0.533	0.64	0.07, 5.66	0.686	0.80	0.06, 11.13	0.865
介入後対照群のトレンドの変化(β_3)	0.99	0.92, 1.06	0.717	1.02	0.93, 1.11	0.728	0.93	0.84, 1.03	0.180
介入前 2 群のレベルの差(β_4)	1.71	0.88, 3.33	0.116	1.39	0.60, 3.20	0.443	2.62	1.00, 6.87	0.051
介入前 2 群のトレンドの差(β_5)	0.97	0.90, 1.04	0.387	0.97	0.88, 1.07	0.565	0.94	0.85, 1.04	0.256
介入時 2 群のレベルの差(β_6)	1.66	0.15, 18.02	0.676	1.57	0.08, 31.61	0.768	1.56	0.06, 40.93	0.789
介入後 2 群のトレンドの差(β_7)	1.01	0.92, 1.11	0.771	1.01	0.89, 1.15	0.857	1.04	0.92, 1.18	0.547

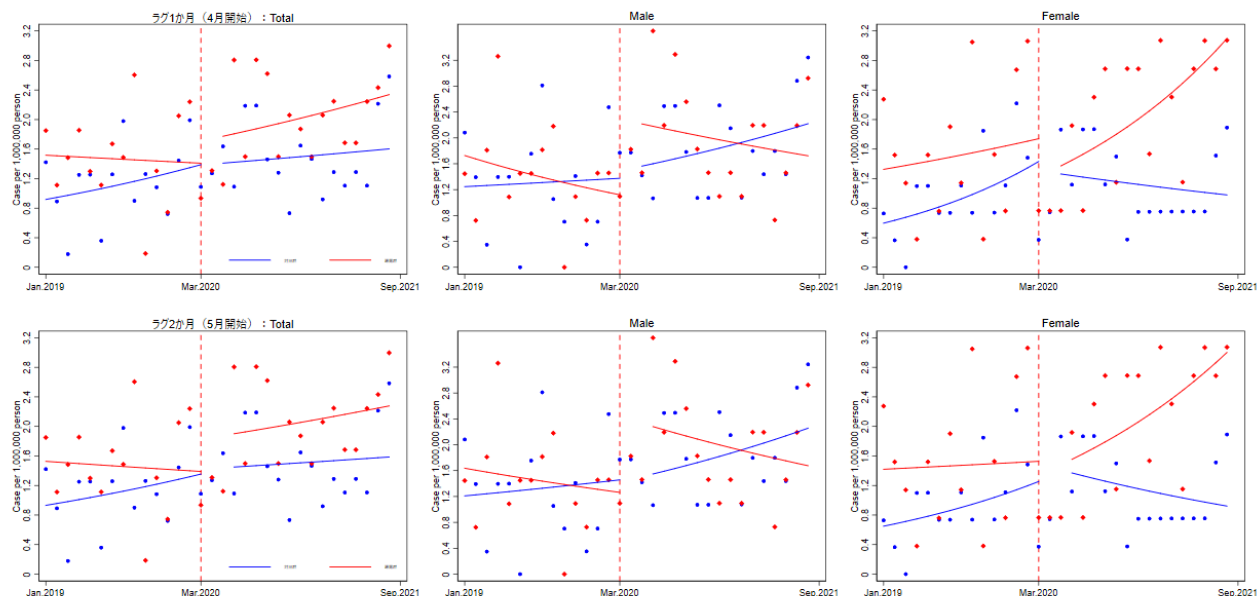
付表 5. ラグ 1 か月（10 月開始）：全国緊急事態宣言後 10 代前半人口自殺死亡者数におけるレベルとトレンドの変化

	全体			男性			女性		
	回帰係数	95% CI	P	回帰係数	95% CI	P	回帰係数	95% CI	P
介入前対照群のトレンド(β_1)	1.04	0.98, 1.11	0.163	1.00	0.93, 1.09	0.906	1.10	1.02, 1.19	0.019
介入時対照群のレベルの変化(β_2)	0.60	0.07, 5.16	0.643	0.76	0.06, 9.76	0.833	0.53	0.03, 9.66	0.666
介入後対照群のトレンドの変化(β_3)	0.98	0.91, 1.06	0.701	1.01	0.92, 1.12	0.792	0.94	0.85, 1.04	0.253
介入前 2 群のレベルの差(β_4)	1.71	0.86, 3.37	0.124	1.39	0.59, 3.27	0.450	2.57	1.02, 6.47	0.045
介入前 2 群のトレンドの差(β_5)	0.97	0.90, 1.04	0.398	0.97	0.87, 1.08	0.570	0.94	0.86, 1.04	0.252
介入時 2 群のレベルの差(β_6)	1.20	0.07, 19.63	0.901	1.94	0.06, 62.11	0.708	0.68	0.02, 25.62	0.835
介入後 2 群のトレンドの差(β_7)	1.02	0.92, 1.13	0.677	1.01	0.88, 1.15	0.920	1.06	0.93, 1.20	0.390

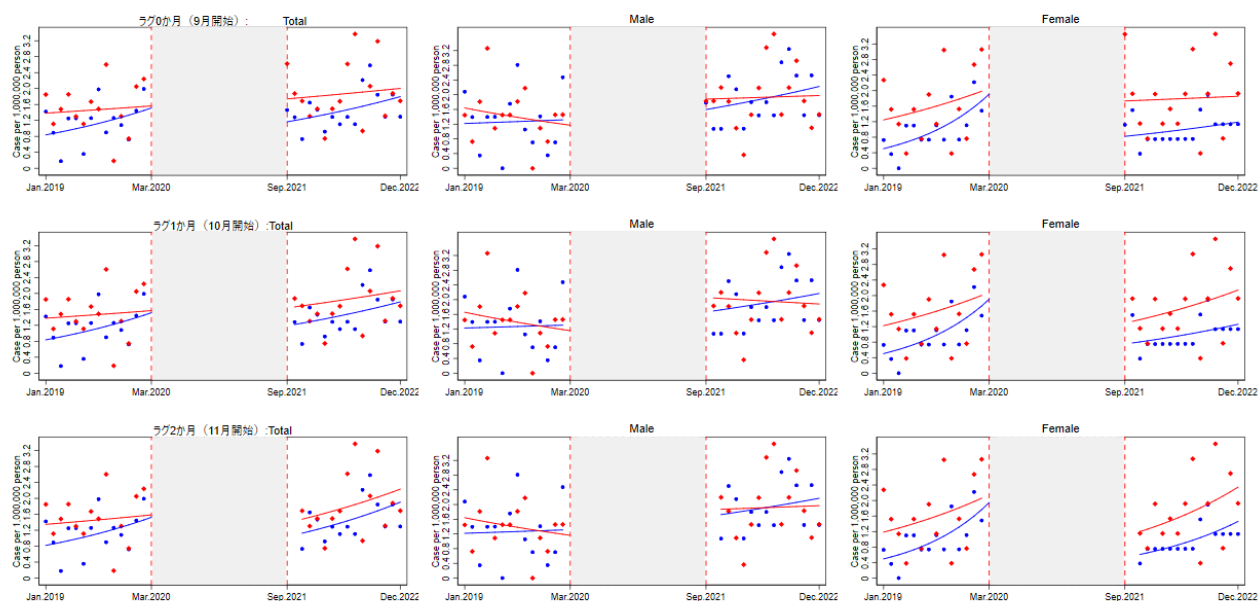
付表 6. ラグ 2 か月（11 月開始）：全国緊急事態宣言後 10 代前半人口自殺死亡者数におけるレベルとトレンドの変化

	全体			男性			女性		
	回帰係数	95% CI	P	回帰係数	95% CI	P	回帰係数	95% CI	P
介入前対照群のトレンド(β_1)	1.05	0.98, 1.11	0.146	1.01	0.93, 1.09	0.890	1.10	1.02, 1.19	0.013
介入時対照群のレベルの変化(β_2)	0.35	0.03, 4.00	0.397	0.77	0.04, 13.58	0.859	0.13	0.00, 3.90	0.239
介入後対照群のトレンドの変化(β_3)	1.00	0.92, 1.08	0.926	1.01	0.91, 1.12	0.816	0.97	0.87, 1.08	0.579
介入前 2 群のレベルの差(β_4)	1.70	0.86, 3.35	0.127	1.39	0.58, 3.32	0.460	2.54	1.03, 6.26	0.044
介入前 2 群のトレンドの差(β_5)	0.97	0.90, 1.05	0.406	0.97	0.87, 1.08	0.579	0.95	0.86, 1.04	0.253
介入時 2 群のレベルの差(β_6)	1.05	0.05, 24.28	0.977	1.26	0.03, 60.95	0.907	1.34	0.02, 85.73	0.890
介入後 2 群のトレンドの差(β_7)	1.02	0.92, 1.14	0.657	1.02	0.88, 1.17	0.816	1.04	0.91, 1.19	0.562

COVID-19 流行下の一斉休校と日本の 10 代前半の自殺死亡者数の変化



付図 1. 一斉休校と 10 代前半人口の自殺死亡者数の変化（ラグ 1 か月、ラグ 2 か月）



付図 2.（補足分析）一斉休校前と緊急事態宣言終了後 10 代前半人口の自殺死亡者数の変化（ラグ 0～2 か月）

Changes in Suicide Deaths Among Japanese Early Teens During COVID-19 School Closures: An Interrupted Time Series Analysis with a Control Group

Taiki Taniguchi, Ning Liu, Fumio Watanabe, Makoto Ohtani, Shinya Matsuda

【Abstract】

Objective: This study aimed to examine the association between the nationwide school closure during the COVID-19 pandemic and suicide mortality among children under the age of 14 in Japan.

Methods: We conducted a controlled interrupted time-series (CITS) analysis using population estimates from the national census and monthly suicide statistics published by the National Police Agency. The outcome was the monthly number of suicides among children under the age of 14 from January 2019 to December 2022, with children of the same age group from January 2016 to December 2018 serving as the control series. Segmented Poisson regression models were applied to estimate changes in level and trend of suicide mortality following the intervention (March 2020: nationwide school closure).

Results: Immediately after the intervention, suicide mortality among females decreased significantly compared with the control group (IRR = 0.16, 95% CI = 0.03–0.86). However, in the subsequent trend, female suicides showed a significant increase relative to the control (IRR = 1.13, 95% CI = 1.01–1.26). No significant changes were observed for males or for the total population.

Conclusions: The findings confirm an association between the nationwide school closure and suicide mortality among females under 15 years. Strengthening school- and community-based support systems for early adolescent girls is an urgent public health priority.

Keyword: Suicide, Youth, COVID-19, School closure, Interrupted time series analysis