

## 新型コロナウイルスが都道府県間の学力差に及ぼす影響

弘 田 祐 介

### The Effects of COVID-19 on Difference in Scholastic Achievement across Prefectures

HIROTA Yusuke

#### 要 旨

本稿では、新型コロナウイルスが学力に与える影響を都道府県の公開データをもって明らかにしてきた。以下の結論を得る。教員の量は負に、質は正に学力に対して影響を与える。教育支出に関しては、新型コロナウイルス流行前は公的教育支出が高い学力に対して効果があったが、流行後は私的教育支出の効果の方がある。流行前と流行後の家庭環境要因と学校環境要因とを比較すると、流行前より流行後の方が家庭環境要因はより重要となる。

**キーワード**：新型コロナウイルス、都道府県データ、全国学力テスト、家庭・学校環境、教員の質と量

#### Abstract

In this paper, we analyzed the impact of COVID-19 on student achievement using Japanese prefectural-level data. We obtained the following conclusions. First, although the quantity of teachers have a negative effect on student achievement, the quality of teachers have a positive effect on it. Second, it seems that public education is more effective on higher school achievement during pre-COVID-19 period, whereas private education expenditure is more effective in the post-COVID-19 era. Finally, comparing both home and school environment factors between pre- and post- COVID-19, we can also conclude that home are more important relative to school environment factors.

**Keywords**: COVID-19, Japanese prefecture-level data, Scholastic achievement tests in Japan, Home and school environment, Quality and quantity of teachers

## 1. はじめに

新型コロナウイルス感染症が流行し始めてから3年が経った。2023年5月8日から感染症法上の位置づけが2類から5類になり、新たな局面へと移ってきている。新型コロナウイルス感染症の影響はこれまでになく多方面に広がり、その規模は大きいものとなった。特に、子どもへの影響は、流行当初から全国一斉臨時休校、遠隔授業等の実施により、学習環境を大きく変化させるため、懸念されている。

これに対して、多岐にわたる影響について、先行研究では様々な学問・分野から考察が行われている。子どもへの影響に関して多くの研究がなされているのが、新型コロナウイルスとメンタルヘルス、生活習慣との関係である。メンタルヘルスに関しては、四方田(2020)は、Twitter投稿内容から計量テキスト分析を行い、感染拡大が生活の変化や制限、報道内容や社会情勢の不安定さを通じて、不安や疲労感、ストレスを生じさせていると示唆している。その他、藤井(2021)は、大学生に対する自由記述調査から新型コロナウイルス感染拡大不安は6つの因子に分かれ、大学生は特に経済的不安が強く、男性は経済的不安、女性は自粛生活不安とうつとの関係が深く、男女で対策が変わることを示している。一方、生活習慣に関しては、高尾・中村(2023)が、新型コロナウイルス蔓延下において、男子生徒は女子生徒よりも外出頻度が多く、運動を行っている時間が長い、一方全体の調査で、蔓延によってインターネット利用の増加と運動時間の現象に影響を及ぼしていることを明らかにしている。

学習や学力との関係については、オンライン授業の効果と改善に関して、特に大学生に対する研究が多い。たとえば、山田ほか(2023)や西出(2021)がある。さらに、格差の流れの中で議論されている研究も多く見られるが、当初から懸念のあった学校・家庭環境の変化による学習・学力への影響を考察しているものは多くなく、小林ほか(2020)が、アンケートの実施、分析から、高所得世帯の子どもに比べて低所得世帯の子どもは、勉強時間、勉強に対する集中の度合いはともに大きく減少させ、臨時休校中についてICT機器、勉強環境の有無が影響を与えるため、これらがない低所得世帯は格差を生むといった結果を得ている。

これまで、学習・学力に関しては様々な研究が行われてきた。その中でも公開されているデータである全国学力・学習状況調査を対象とした研究がある。全国学力・学習状況調査は、2007年から全国の小学校6年生、中学校3年生を対象に、国語や算数、理科、英語の教科のテストを受けさせ、学力を把握・分析する目的で実施され

ている(以下、全国学力テストと呼ぶ)<sup>1)</sup>。これを対象とした研究として、Nakamura(2012)や中村(2023)がある。Nakamura(2012)は、都道府県別の全国学力テストの平均点と家庭・学校環境に関連する変数・代理変数との関係を分析し、親の所得水準や教育水準が児童・生徒の学力に正の影響を与えることを発見し、特に高得点県の方が低所得県よりも所得の影響が大きく与えると述べている。中村(2023)は、パネルデータでもって同様に都道府県別の全国学力テストの平均点から児童・生徒の学力への影響要因を調べ、体力テストが正の影響を与えていると述べている。

このように、新型コロナウイルス感染症の流行が学力に与える影響は、小林ほか(2020)のようにアンケートによる個票データの分析はあるが、Nakamura(2012)や中村(2023)のように公開されている集計データによる分析は見られない。そこで、本稿では、新型コロナウイルス感染症の拡大が学力に影響を与える要因を、特に公開された都道府県データを用いることで、明らかにする。そのため、次節において、本稿が想定する学力への影響要因を検討する。第3節では新型コロナウイルス流行の前後で小学校、中学校の学力への影響を推定する。最後に、第4節でまとめを行う。

## 2. 学力の影響要因

本稿では、Nakamura(2012)が用いたモデル、変数等データについて同様の設定を採用する。

まず、学力を反映した都道府県別のデータとして、文部科学省が実施する全国学力・学習状況調査の教科に関する調査を用いる。その際、公立の小学校・中学校の国語と算数・数学に関する正答率の平均を、新型コロナウイルス前のデータとして2018年と2019年の都道府県別のデータ、新型コロナウイルス後のデータとして2021年と2022年をそれぞれ使う。表1、表2が、小学生、中学生の正答率の基本統計量である<sup>2)</sup>。 $Z_{i,t+1}^E$ 、 $Z_{i,t+1}^J$ がそれぞれ、 $i$ 都道府県、 $t+1$ 年の小学生、中学生の正答率を示しており、21、20、18、17年はそれぞれ22、21、19、18年のデータである。

一方、これら学力に対して、家庭環境と学校環境が影響を与える要因として考えられる。このことを考慮し、家庭環境を $f_t$ 、学校環境を $s_t$ として、

$$Z_{t+1} = f_t s_t \quad (1)$$

と仮定する。説明変数 $Z_{t+1}$ と説明変数 $f_t$ 、 $s_t$ のタイムラグは、学力に対して与える影響はそれ以前のものであると考えられるので、Nakamura(2012)と同様の設定を仮定する。

家庭環境は以下に示すような要因を考える。各家庭の

表1 小学生の基本統計量

		$Z_{it+1}^E$	$I_{it}$	$CMP_{it}$	$MEM_{it}$	$UNI_{it}$	$NME_{it}$	$ASE_{it}$	$FTE_{it}$	$TUE_{it}$	$GE_{it}$
21年	平均	64.27	604.40	0.149	0.452	0.895	0.0742	0.0127	0.622	95.57	818.72
	標準偏差	1.79	56.08	0.034	0.055	0.286	0.0089	0.0026	0.033	2.74	112.53
	範囲	8.50	259.69	0.153	0.278	1.267	0.0364	0.0103	0.157	16.00	472.41
20年	平均	67.40	504.83			0.886	0.0732	0.0097			878.02
	標準偏差	1.82	47.53			0.292	0.0090	0.0021			118.10
	範囲	8.00	236.50			1.298	0.0364	0.0093			493.53
18年	平均	65.64	455.50	0.118	0.447	0.870	0.0714	0.0067	0.620	88.66	787.01
	標準偏差	2.21	46.42	0.030	0.052	0.295	0.0087	0.0015	0.037	7.31	109.71
	範囲	10.00	180.31	0.128	0.249	1.345	0.0363	0.0068	0.183	28.80	452.43
17年	平均	60.37	437.91			0.863	0.0709	0.0052			790.86
	標準偏差	1.86	46.50			0.291	0.0088	0.0012			107.28
	範囲	8.50	202.36			1.391	0.0361	0.0055			438.25

出処：国立教育政策研究所、政府統計の総合窓口

注：変数  $CMP_{it}$ 、 $MEM_{it}$ 、 $FTJ_{it}$ 、 $TUJ_{it}$  は、Nakamura (2012) と同様に、20年は21年と、17年は18年と同じ数値を使うため、空欄である。  
 $Z_{it+1}^E$ ：小学生の正答率(%)、 $I_{it}$ ：1世帯あたり可処分所得(千円)、 $CMP_{it}$ ：1県民あたり大卒人口割合、 $MEM_{it}$ ：65歳以上の世帯員のいる世帯割合、 $UNI_{it}$ ：100,000県民あたり大学数(校)、 $NME_{it}$ ：1児童あたり小学校教員数、 $ASE_{it}$ ：不登校児童割合、 $FTE_{it}$ ：小学校教員女性割合、 $TUE_{it}$ ：大卒・院卒小学校教員割合、 $GE_{it}$ ：1児童あたり小学校公的教育支出(千円)

表2 中学生の基本統計量

		$Z_{it+1}^J$	$I_{it}$	$CMP_{it}$	$MEM_{it}$	$UNI_{it}$	$NMJ_{it}$	$ASJ_{it}$	$FTJ_{it}$	$TUJ_{it}$	$GJ_{it}$
21年	平均	60.00					0.0839	0.0499	0.440	93.54	485.63
	標準偏差	2.09					0.0113	0.0064	0.033	4.84	79.76
	範囲	12.50					0.0544	0.0260	0.159	23.30	334.25
20年	平均	60.67					0.0840	0.0404			500.02
	標準偏差	1.75					0.0117	0.0052			76.80
	範囲	10.00					0.0575	0.0212			306.23
18年	平均	66.36					0.0831	0.0356	0.432	95.28	469.65
	標準偏差	2.10					0.0116	0.0044	0.035	3.19	74.96
	範囲	11.00					0.0576	0.0235	0.167	16.30	290.51
17年	平均	62.50					0.0818	0.0314			478.24
	標準偏差	1.78					0.0110	0.0042			77.18
	範囲	9.75					0.0520	0.0212			285.78

出処：国立教育政策研究所、政府統計の総合窓口

注：変数  $I_{it}$ 、 $CMP_{it}$ 、 $MEM_{it}$ 、 $UNI_{it}$  は、小学生の基本統計量と同様であるので、空欄である。変数  $FTJ_{it}$ 、 $TUJ_{it}$  も、小学生の基本統計量と同様に、20年は21年と、17年は18年と同じ数値を使うため、空欄である。  
 $Z_{it+1}^J$ ：中学生の正答率(%)、 $NMJ_{it}$ ：1生徒あたり中学校教員数、 $ASJ_{it}$ ：不登校生徒割合、 $FTJ_{it}$ ：中学校教員女性割合、 $TUJ_{it}$ ：大卒・院卒中学校教員割合、 $GJ_{it}$ ：1生徒あたり中学校公的教育支出(千円)

家計水準が高ければ、塾に通わせ、家庭教師を雇うことが容易になるため、その変数として1世帯あたり可処分所得を用い、 $I_t$ と表す。その家庭の親の教育レベルが高いと、親が教育に対して熱心であることが考えられるため、その代理変数として1県民あたり大卒人口割合を用い、 $CMP_t$ と表す。日中に大人が在宅していれば、子を監視する、子の勉強を見ることが容易になると考えられる。在宅の可能性が高い大人として、祖父母に注目し、その変数として65歳以上の世帯員がいる世帯割合を用い、 $MEM_t$ と表す。地域の文化度が高ければ、勉強に対して熱心と考えられるため、その代理変数として100,000県民あたり大学数を用い、 $UNI_{it}$ と表す。これらの要因から、家庭環境は、

$$f_t = C_f I_t^{\beta_I} CMP_t^{\beta_{CMP}} MEM_t^{\beta_{MEM}} UNI_t^{\beta_{UNI}} \quad (2)$$

と仮定する。

学校環境は以下に示すような要因を考える。教員が教える児童・生徒数が増加すると教えることが困難になると考えられる。一方、そのような状況であれば、児童・生徒間の競争や活気が高くなる範囲が存在する可能性も考えられる。これらを考慮するため、その変数として1児童・生徒あたり小学校・中学校教員数を用い、 $NM_t$ と表す。教員の技量はクラスの雰囲気や生徒のやる気に影響を及ぼすと考えられるため、その代理変数として不登校児童・生徒割合を用い、 $AS_t$ と表す。また、教員の性別が児童・生徒に影響を与える可能性や、女性教員は年齢構成に偏りがあり、若い教員が多い可能性が考えられるため、変数として女性教員割合を用い、 $FT_t$ と表す。教員の質が高ければ、児童・生徒は高い教育を受けられるため、その代理変数として大卒・院卒教員割合を用い、 $TU_t$ と表す。公的教育支出が高ければ、児童・生徒の学習環境はより良くなると考えられるため、その変数として1児童・生徒あたり公的教育支出を用い、 $G_t$ と表す。これらの要因から、学校環境は、

$$s_t = C_s NM_t^{\beta_{NM}} AS_t^{\beta_{AS}} FT_t^{\beta_{FT}} TU_t^{\beta_{TU}} G_t^{\beta_G} \quad (3)$$

と仮定する。

### 3. 回帰分析

以下において、新型コロナウイルス流行前と流行後における回帰分析を行い、結果を示し、考察する。

#### 3.1 新型コロナウイルス流行前の回帰分析

新型コロナウイルス流行前の分析を行うため、2018年と2019年の全国学力テストの各都道府県の小学校、中学校の平均正答率  $Z_{it+1}^E$ 、 $Z_{it+1}^J$  を被説明変数とする。(1)、(2)、(3)式から、小学校の学力に関する対数線形方程式は、

$$\begin{aligned} \ln Z_{it+1}^E = & \beta_i + \beta_I \ln I_{it} + \beta_{CMP} \ln CMP_{it} \quad (4) \\ & + \beta_{MEM} \ln MEM_{it} \\ & + \beta_{UNI} \ln UNI_{it} \\ & + \beta_{NM} \ln NME_{it} \\ & + \beta_{AS} \ln ASE_{it} \\ & + \beta_{FT} \ln FTE_{it} \\ & + \beta_{TU} \ln TUE_{it} + \beta_G \ln GE_{it} \\ & + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

と仮定する。ただし、 $i=1, \dots, 47$ ,  $t=2017, 2018$ である。説明変数は以下のように仮定する。 $I_{it}$ は*i*都道府県の*t*年の1世帯あたり可処分所得(千円)、 $CMP_{it}$ は*i*都道府県の2010年の1県民あたり大卒人口割合、 $MEM_{it}$ は*i*都道府県の2015年の65歳以上の世帯員がいる世帯割合、 $UNI_{it}$ は*i*都道府県の*t*年の100,000県民あたり大学数(校)、 $NME_{it}$ は*i*都道府県の*t*年の1児童あたり小学校教員数、 $ASE_{it}$ は*i*都道府県の*t*年の不登校児童割合、 $FTE_{it}$ は*i*都道府県の2016年の小学校教員女性割合、 $TUE_{it}$ は*i*都道府県の2016年の大卒・院卒小学校教員割合、 $GE_{it}$ は*i*都道府県の*t*年の1児童あたり小学校公的教育支出(千円)(都道府県財政と市町村財政を合計した金額)、 $\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma_i^2)$ は任意の*i*都道府県、*t*年に対して、相互に独立な誤差項である。 $CMP_{it}$ 、 $MEM_{it}$ 、 $FTE_{it}$ 、 $TUE_{it}$ が他の年と違うが、これはNakamura(2012)と同様の設定を用いているためである。これら説明変数の基本統計量は表1の2017・2018年の列に記載している。

同様に、中学校の学力に関する対数線形方程式は、

$$\begin{aligned} \ln Z_{it+1}^J = & \beta_i + \beta_I \ln I_{it} + \beta_{CMP} \ln CMP_{it} \quad (5) \\ & + \beta_{MEM} \ln MEM_{it} \\ & + \beta_{UNI} \ln UNI_{it} \\ & + \beta_{NM} \ln NMJ_{it} \\ & + \beta_{AS} \ln ASJ_{it} + \beta_G \ln GJ_{it} \\ & + \beta_{FT} \ln FTJ_{it} \\ & + \beta_{TU} \ln TUJ_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

と仮定する。ただし、 $i=1, \dots, 47$ ,  $t=2017, 2018$ であり、 $I_{it}$ 、 $CMP_{it}$ 、 $MEM_{it}$ 、 $UNI_{it}$ 、 $\varepsilon_{it}$ は先述の小学校と同じもので、 $NMJ_{it}$ は*i*都道府県の*t*年の1生徒あたり中学校教員数、 $ASJ_{it}$ は*i*都道府県の*t*年の不登校生徒割合、 $FTJ_{it}$ は*i*都道府県の2016年の中学校教員女性割合、 $TUJ_{it}$ は*i*都道府県の2016年の大卒・院卒中学校教員割合、 $GJ_{it}$ は*i*都道府県の*t*年の1生徒あたり中学校公的教育支出(千円)(都道府県財政と市町村財政を合計した金額)である。 $FTJ_{it}$ 、 $TUJ_{it}$ の年の違いも、小学生と同様にNakamura(2012)の設定を用いているためである。これら説明変数の基本統計量は、表2の2017・2018年の列に記載している。

表 3 回帰分析結果

	新型コロナウイルス流行前		新型コロナウイルス流行後		
	小学校	中学校	小学校	中学校	
$\hat{\beta}_{2018}$	2.595 ( 5.912**)	3.604 ( 5.432**)	$\hat{\beta}_{2021}$	2.334 ( 4.427**)	1.928 ( 3.796**)
$\hat{\beta}_{2019}$	2.682 ( 6.110**)	3.573 ( 5.369**)	$\hat{\beta}_{2022}$	2.395 ( 4.547**)	1.908 ( 3.730**)
$\hat{\beta}_I$	0.026 ( 0.930)	0.004 ( 0.137)	$\hat{\beta}_I$	0.042 ( 1.738*)	0.067 ( 2.124*)
$\hat{\beta}_{CMP}$	-0.025 ( -1.414)	0.037 ( 1.801)	$\hat{\beta}_{CMP}$	0.013 ( 0.758)	0.013 ( 0.568)
$\hat{\beta}_{MEM}$	0.094 ( 2.275*)	0.056 ( 1.456)	$\hat{\beta}_{MEM}$	0.109 ( 2.899**)	0.069 ( 1.854*)
$\hat{\beta}_{UNI}$	0.024 ( 2.686**)	0.019 ( 2.383**)	$\hat{\beta}_{UNI}$	0.025 ( 3.359**)	0.030 ( 3.729**)
$\hat{\beta}_{NM}$	-0.176 ( -3.493**)	-0.105 ( -2.460**)	$\hat{\beta}_{NM}$	-0.089 ( -2.202*)	-0.132 ( -2.956**)
$\hat{\beta}_{AS}$	-0.013 ( -1.017)	-0.034 ( -2.684**)	$\hat{\beta}_{AS}$	-0.008 ( -0.358)	-0.011 ( -0.526)
$\hat{\beta}_{FT}$	0.203 ( 4.473**)	0.136 ( 2.468*)	$\hat{\beta}_{FT}$	-0.051 ( -1.627)	-0.021 ( -0.595)
$\hat{\beta}_{TU}$	0.005 ( 0.131)	-0.082 ( -0.730)	$\hat{\beta}_{TU}$	0.210 ( 2.421*)	0.159 ( 2.637*)
$\hat{\beta}_G$	0.110 ( 2.948**)	0.100 ( 3.284**)	$\hat{\beta}_G$	0.021 ( 0.690)	0.047 ( 1.392)
$R^2$	0.988	0.988	$R^2$	0.988	0.988

出処：国立教育政策研究所、政府統計の総合窓口

注：( ) 内の値は  $t$  値、 $R^2$  は補正  $R^2$ 、サンプル数は94、 $\hat{\beta}$  は推定値である。

\*\*、\*はそれぞれ1%、5%水準で有意であることを示している。

### 3.2 新型コロナウイルス流行後の回帰分析

新型コロナウイルス流行後の分析であるため、2021年と2022年の全国学力テストの各都道府県の小学校、中学校の平均正答率  $Z_{i+1}^E$ 、 $Z_{i+1}^J$  を被説明変数とする<sup>3)</sup>。小学校、中学校の学力に関する対数線形方程式はそれぞれ新型コロナウイルス流行前と同様に、(4)、(5)式を仮定する。ただし、 $i=1, \dots, 47$ 、 $t=2020, 2021$ である。これらの小学校、中学校の説明変数の基本統計量はそれぞれ表1・2の2020・2021年の列に記載している。

### 3.3 回帰分析の結果

新型コロナウイルス流行前と後それぞれの小学校、中

学校の学力に関する対数線形方程式(4)、(5)から最小二乗法を用いて推定を行った結果が表3である。

所得の効果は、いずれの分析結果も正の効果があるが、有意なのは新型コロナウイルス流行後のみであった。所得の効果について、Nakamura (2012)、中村 (2022) では有意に結果が示され、小林ほか (2020) においても高所得世帯の子どもに比べて低所得世帯の子どもは勉強時間等が大きく減少していると指摘しており、本稿でも新型コロナウイルス流行後においてそれらと同様の分析結果が示されている。65歳以上の世帯員がいる世帯割合はいずれも正の効果を示しているが、新型コロナウイルス流行前から流行後にかけて、有意水準が良くなってお

り、重要度が上がっていると言える。全ての分析結果で有意なのは、大学数が正の効果、教員数が負の効果があることが確認できる。大学数の結果から、各都道府県の文化度が高いか否かは学力差に影響を与えると言える。教員数の結果から、教員の量の効果は学力を低くするため、教員が教えやすいことよりも児童・生徒間の関係性がより多くなることの方が高い効果があると言える。一方、教員の質の効果は学力を高くする。不登校児童・生徒割合は、有意なものが新型コロナウイルス流行前の中学校のみであるが、全て負の効果がある。女性教員割合、大卒・院卒割合は正、負の効果が分かれているが、有意な分析に限れば、全て正の効果がある。1児童・生徒あたり公的教育支出は、いずれも正の効果が確認できるが、新型コロナウイルス流行前は有意であるが、流行後は有意ではないと結果が出ている。最後に、公的教育支出は、いずれの分析も正の効果であるが、新型コロナウイルス流行前のみ有意である。

### 3.4 考察

新型コロナウイルス流行前と流行後を分析結果全体で確認してみる。先述の通り、新型コロナウイルス流行前は公的教育支出が正の効果、流行後は所得が正の効果で有意に結果が出ている。このことから、新型コロナウイルス流行により公的な環境よりも私的な環境の重要性が増した可能性がある。したがって、新型コロナウイルス流行前を平時、流行後を緊急時と考え、長期の日本の人的資本、マクロ経済の発展を考察するならば、公的教育を充実させる必要があると言える。

家庭環境要因と学校環境要因を比較すると、新型コロナウイルス流行により、家庭環境要因はより重要度が上がっていることが確認できる。このことも、新型コロナウイルス流行前を平時と考えるならば、学校環境、つまり公的な教育環境を整えることで長期のマクロ経済を進展させることができる可能性がある。

## 4. おわりに — まとめにかえて —

本稿では、新型コロナウイルスによる学力への影響を都道府県別の公開データをもって明らかにしてきた。最小二乗法による回帰分析により、以下の結論を得る。

新型コロナウイルス流行に関係なく、各都道府県の文化度が高いことは重要である。教員の量は負に、質は正に影響を与える。そのため、教員採用も重要であるが、既存の教員に対する研修等の教育の質に効果がある方策を考えることも重要であると考えられる。教育支出に関しては、新型コロナウイルス流行前は公的教育支出が高い学力に対して効果があったが、流行後は所得、つまり

その所得を原資とする私的教育支出の効果の方が重要であるという結果を得る。流行前と流行後の家庭環境要因と学校環境要因を比較すると、家庭環境要因の方が流行後により多くの重要要因が確認される。

新型コロナウイルスの流行により、これまで想定されている要因以外についても考える必要がある。そのような要因を模索、分析し、新型コロナウイルス流行後の経済において、何が学力、ひいては人的資本、マクロ経済に対して有効な政策となるかを明らかにするため、これを今後の研究課題としたい。

### 注

- 1) 理科、英語は3年に1度程度実施される。教科に関する調査とともに、生活習慣や学校環境に関する質問紙調査が行われる。
- 2) 表1・2の基本統計量の範囲とは、それぞれの変数のデータの最大値と最小値の差である。
- 3) 2020年は実施されていない。

### 参考文献

- Nakamura, Hideki (2012) "Why does scholastic achievement differ across prefectures in Japan?" *Journal of Asian Economics*, vol.23 no.1 pp.99-106.
- 小林 庸平・西畑 壮哉・横山 重宏・野田 鈴子・池田 貴昭・石川 貴之 (2020) 「新型コロナウイルス感染症によって拡大する教育格差 — 独自アンケートを用いた雇用・所得と臨時休校の影響分析 —」『政策研究レポート』(三菱UFJリサーチ&コンサルティング) 1-54ページ。
- 高尾 隆聖・中村 雅子 (2023) 「新型コロナウイルス感染症の蔓延が中学生の生活習慣に与えた影響について — 男女の比較結果から —」『福祉健康科学研究』第18巻 115-122ページ。
- 中村 賢軌 (2023) 「公立小・中学校の児童・生徒の学力への影響要因について — 都道府県別パネルデータを用いた分析 —」『商学研究論集 (明治大学大学院)』第58巻 179-197ページ。
- 西出 崇 (2021) 「コロナ禍における授業のオンライン化の教育に対する影響検証の試み — 成績分布の変化とその要因の検討 —」『第10回大学情報・機関調査研究集会 論文集』54-59ページ。
- 藤井 義久 (2021) 「新型コロナウイルス感染拡大が大学生に及ぼす心理的影響 — COVID-19感染拡大不安尺度開発に向けた予備的検討 —」『岩手大学教育学部附属教育実践・学校安全学研究開発センター研究紀要』第1巻 195-204ページ。

山田 雅敏・佐々木 多恵・三井 一希・小豆川 裕子  
(2023)「コロナ禍で大人数授業を受講する大学生の安心感と学修満足度の向上を目指した ハイリミテッド型授業の開発と実践」『常葉大学経営学部紀要』第10巻 第2号1-9ページ。

四方田 健二 (2020)「新型コロナウイルス感染拡大に伴う不安やストレスの実態」『体育学研究』第65巻 757-774ページ。

国立教育政策研究所「教育課程研究センター「全国学力・学習状況調査」

<https://www.nier.go.jp/kaihatsu/zenkokugakuryoku.html> (2023年8月30日参照)

政府統計の総合窓口「都道府県・市区町村のすがた (社会・人口統計体系)」

<https://www.e-stat.go.jp/regional-statistics/ssdsview> (2023年8月30日参照)