

2025 年度 統計データ分析コンペティション

優秀賞 [大学生・一般の部]

教員の精神疾患休職の要因と教育政策への示唆

大野 恒平

(新潟大学経済科学部総合経済学科)

論文の概要

時系列分析では不登校と休職にグレンジャー因果性、インパルス応答関数から休職への影響を確認することで、児童や家庭側の意識や取り組みが向上すれば教員の負担が減り、休職も減る可能性を示唆する結果を得ている。

論文審査会コメント

社会的インパクトが大きく、教育現場の実態に迫る内容となっている。教員の休職率の問題提起は明確で、教育現場の深刻な課題に着目した新規性の高い研究テーマであり、意欲的に取り組んだ点は高く評価できる。日本全体を VAR モデル、都道府県単位を重回帰モデルで分析することで、有意な説明変数はあまり得られていないが思慮深い考察がなされている。時系列分析と横断面分析で要因変数の整合性が課題となる。

教員の精神疾患休職の要因と教育政策への示唆

第1章 研究のテーマと目的

学校教員を取り巻く環境は年々厳しさを増している。その実態を端的に示すのが精神疾患による休職者の増加である。図1は公立学校の精神疾患による教員の休職率に加え、児童生徒における不登校率、暴力発生率、いじめ発生率の推移を校種別に示したものだ。休職率はコロナ禍で一時的に減少したものの、近年は小・中・高いずれの校種でも急激な増加傾向が確認できる。特に小学校は2019年に中学校を上回り、現在では最も休職率が高い校種となっている。不登校率に関しても、どの校種においても増加傾向にあることが確認できる。ただ、グラフからは分かりづらいが、2011年から2023年までの増加率は小学校が約7倍と抜きん出ている。暴力、いじめに関しては校種によって傾向が異なる。暴力発生率は中学校や高校では減少傾向にあるのに対し、小学校のみ一貫して増加していることが確認できる。いじめ発生率においても小学校における増加率が異常に高い。教員の休職、児童生徒の不登校、暴力、いじめといった問題は全体的に深刻化していると思われがちだが、特に小学校においてより悪化している事実が取り上げられることは少ない。

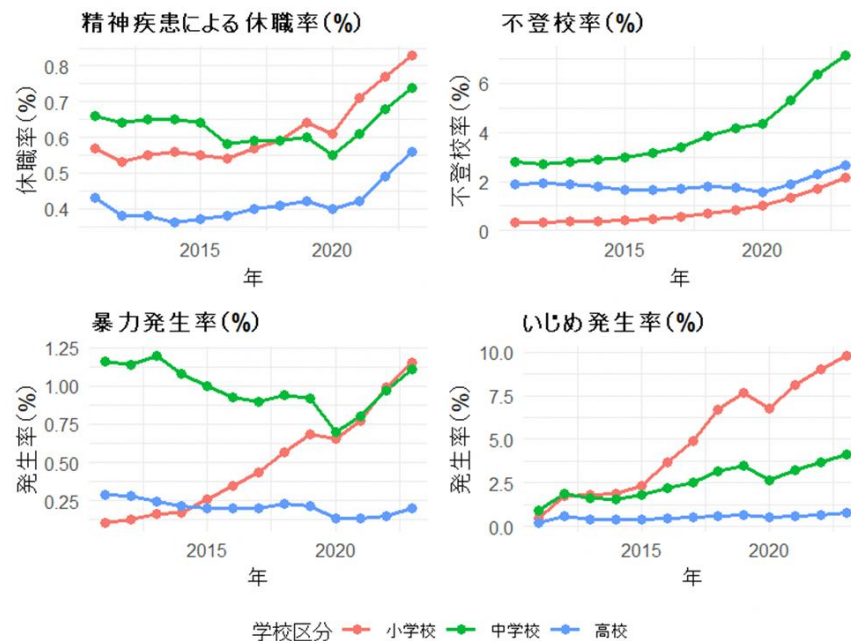


図1 教育関連指標の時系列推移

さらに、教員採用試験の倍率低下も深刻な課題である。2024年度の小学校教員採用試験の倍率は過去最低の2.2倍となり、2000年度の12.5倍をピークに一貫して低下傾向にある(図2)。倍率低下の背景には、昭和の大量採用世代が退職を迎えたことによる採用数の増加に加え、長時間勤務や過酷な職場環境への懸念から、学生が教職を敬遠する傾向がある。その結果受験者数は減少を続け、教員の質的低下への懸念も指摘されている。

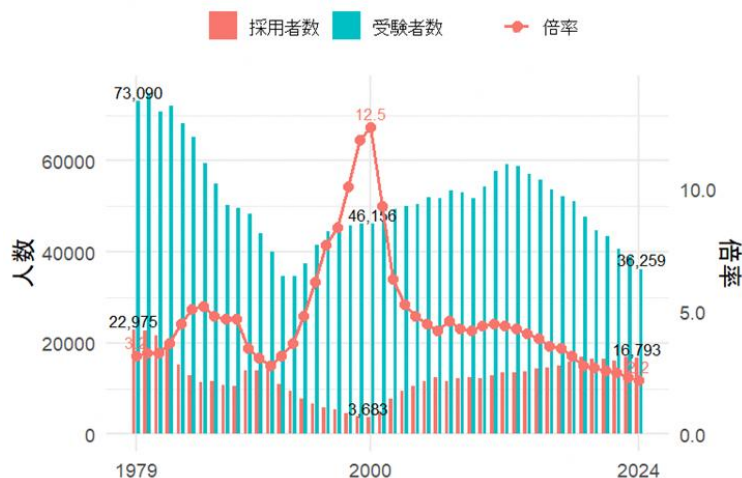


図2 採用試験の受験者数、採用者数、倍率の推移

これまで、教員のメンタルヘルス対策については政策的にも研究的にも注目されてきたが、休職の「根本的要因」を実証的に明らかにする取り組みは依然として不十分である。特に、近年深刻化する不登校やいじめなど児童側の要因、あるいは家庭側の問題と教員の休職を関連づけて検証した研究は極めて少ない。そこで本論文では、教員の休職率が最も高く、かつ不登校率の増加率や暴力発生率、いじめ率の高さ、採用試験倍率の低さといった複合的な課題を抱える小学校に焦点を当て、児童や家庭側の要因と教員の休職との関連を実証的に明らかにすることを目的とする。

第2章 先行研究

令和5年度の文部科学省の調査によれば、教員が精神疾患により休職する要因として最も多いのは「児童・生徒に対する指導そのものに関すること」である。子どもへの指導は教員の本質的な業務である一方、精神を病むほどの大きなストレス要因ともなっているのが現状である。次いで多い要因は「上司・同僚・部下等との職場の人間関係」であり、指導上の困難だけでなく、教員組織内の対人関係がメンタルヘルスに強く影響していることが示されている。この点は、近年の教員採用試験倍率の低下とも関連して考えられる。倍率の低下は教員の質の低下につながる可能性が指摘されており、結果として職場内での協働性や支援体制の弱体化を招き、休職の増加に結びついている可能性も否定できない。

学術的研究においても、教員の精神的健康に関連する要因が多角的に指摘されてきた。草海（2014）は、教師のストレス要因を「対教師ストレス」「保護者ストレス」「同僚ストレス」「校務ストレス」に分類し、これらが休職や退職を促進することを明らかにした。笠井（2025）は、教員を対象にメンタルヘルス不調の要因を調査し、事務的業務量や対応困難な児童生徒への対応を主要因として挙げている。さらに、校務分掌、保護者対応、同僚との人間関係も上位の要因として位置づけられている。また、高原（2015）は都道府県別の分析により、非正規教員比率、児童生徒数に対する教員数、教育委員会の体制や労働組合の組織率など、組織的な要因が休職者数に影響することを明らかにした。以上のように、教員のメンタルヘルスや休職に関する研究は、指導困難、業務量、職場環境や組織的要因といった「教員自身の環境」に焦点が当てられてきた。一方で、児童や家庭といった「子ども側の要因」が教員の休職にどのように関連しているのかにつ

いては、依然として十分に検討されていない。本論文では最新のデータも使って不登校や暴力、いじめと教員の休職との関連性を実証的に分析する。以上の点に新規性があると考える。

第3章 時系列分析

はじめに、日本全国の値を集計した時系列データを用いて各変数間の関連を検討する。時系列分析で扱う変数は、①精神疾患による教員休職率、②不登校率、③暴力発生率、④いじめ発生率、⑤教員採用試験の倍率である。いずれも文部科学省のデータを使用し、集計対象は公立学校である。分析手法としては、複数の系列間の相互依存を捉えることができる VAR モデルを用いる。倍率は前年との差分、その他変数は前年からの変化率の時系列データを使用することでトレンドの除去を試みる。観測期間が2011年から2023年までの13年間と短いため、休職率と他の各変数を組み合わせた2変量 VAR モデルを推定し、ラグは1に固定した。VAR モデルの一般形は以下のように表すことができる。

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{c} + A_1 \mathbf{y}_{t-1} + \mathbf{u}_t, \quad \mathbf{y}_t = \begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix}, \mathbf{c} = \begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \end{bmatrix}, A_1 = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}.$$

ここで \mathbf{u}_t はホワイトノイズ過程と仮定する。

具体例として、休職率の変化率 ($leave_t$) と不登校率の変化率 ($absence_t$) の場合は次のように表される。

$$\begin{cases} leave_t = c_1 + a_{11} leave_{t-1} + a_{12} absence_{t-1} + u_{1t}, \\ absence_t = c_2 + a_{21} leave_{t-1} + a_{22} absence_{t-1} + u_{2t}. \end{cases}$$

グレンジャー因果性の考え方にに基づき、休職率に影響を与える要因を検討する。具体的には、過去の休職率のみを用いた場合と、休職率に加えて不登校率（あるいは他の変数）を用いた場合の予測誤差を比較し、後者の方が予測精度が高ければ、不登校率が休職率に対してグレンジャー因果性を持つと判断する。ただし、これは「予測的な因果関係」であり、一般的な意味での因果関係と同一視することはできない点に注意が必要である。加えて、サンプル数が13と非常に限られていること、また各系列の定常性も厳密には担保できないことから、本分析は因果関係を断定するものではなく、あくまでも「変数間の関連性を探索的に示唆する」ことにとどまる。

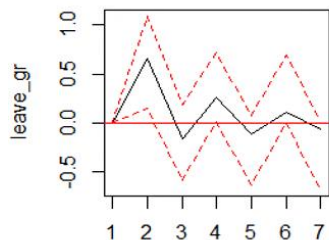
グレンジャー因果性の検定結果と、インパルス応答関数のプロットを以下に示す。

表 1 グレンジャー因果性の検定結果

| 関係 | Wald | df | p 値 | 判定 |
|------------|------------|----|-------------|-----|
| 不登校率 → 休職率 | 9.41381054 | 1 | 0.007353568 | *** |
| 休職率 → 不登校率 | 0.15006943 | 1 | 0.703573615 | |
| 暴力率 → 休職率 | 1.44924556 | 1 | 0.246157743 | |
| 休職率 → 暴力率 | 0.61995665 | 1 | 0.442571681 | |
| いじめ率 → 休職率 | 0.17754443 | 1 | 0.679098205 | |
| 休職率 → いじめ率 | 1.51665930 | 1 | 0.235920467 | |

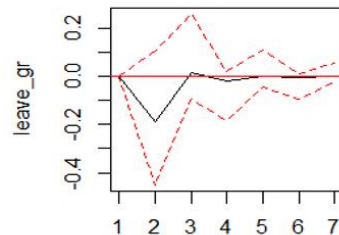
| 関係 | Wald | df | p 値 | 判定 |
|----------|------------|----|-------------|----|
| 倍率 → 休職率 | 2.02061570 | 1 | 0.174374907 | |
| 休職率 → 倍率 | 0.02306487 | 1 | 0.881187007 | |

注) Granger 因果 (Wald 検定)。有意水準: * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。



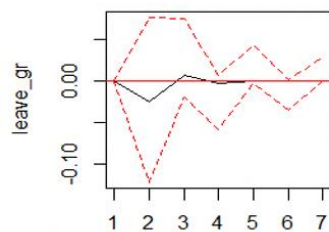
95 % Bootstrap CI, 1000 runs

図 3 不登校ショック→休職率



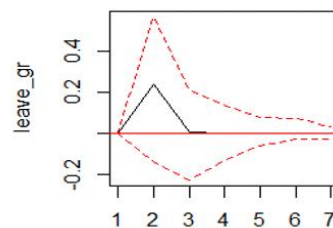
95 % Bootstrap CI, 1000 runs

図 4 暴力率ショック→休職率



95 % Bootstrap CI, 1000 runs

図 5 いじめ率→休職率



95 % Bootstrap CI, 1000 runs

図 6 倍率ショック→休職率

分析結果をもとに考察を行う。グレンジャー因果性においては、不登校率→休職率においてのみ確認することができた。暴力発生率、いじめ発生率、倍率においては有意水準 10%でも帰無仮説を棄却することはできず、休職率を原因においたグレンジャー因果性はどの変数でも確認できなかった。このことは、不登校者の増加が教員の休職率を増加させていることを探索的に示唆するといえる。インパルス応答の結果を示した図 3~6 からも、不登校ショックのみ短期的ではあるものの休職との関連が確認できる。一方、暴力、いじめにおいて関連性を確認できなかった要因としては、測定誤差が挙げられる。不登校は児童の長期欠席が事実として反映される一方、いじめや暴力は定義が各教員や学校で異なる場合がある。軽度のものとみなし報告していなかったり、学校側で隠蔽するといった可能性も否定できないため、児童の実態を示す正確さにおいては不登校よりは劣ると考えられる。いじめの発生数(認知数)のデータでは急激に増減している年が見られ、その集計方法にも疑問が残る。(例えば、2011 年から 2012 年にかけて、小学校におけるいじめの認知件数は約 4 倍となっている) こうした精度の問題により、正しい推定が行われていない可能性がある。また、暴力やいじめがそもそも不登校に至るまでの背景として潜んでいることも多く、純粋なこの二つのショックの影響が不登校と比べて小さくなることが考えられる。ただ、不登校の理由に関しては本人以外に問題があるケースも珍しくない。近年は積極的に学校以外の教育の場を選ぶ事例もあり、ひとくくりに扱う事には懸念が残る。本研究では不登校による

コミュニケーションの場の喪失、非認知能力育成への不安といった側面を、教員の負担を高める要因として解釈する。

第4章 都道府県別分析

日本全体で教員の休職率が上昇傾向にあることは既に確認されたが、都道府県別にみてもその水準には地域差が確認できる（図7）。首都圏や関西圏で高い県が多い一方、沖縄県や高知県など地方にも休職率の高い県がみられ、単なる可視化では要因を特定することは困難である。そこで、本研究では都道府県を単位とする横断面データを用いた重回帰分析により、休職率と関連する要因を実証的に検証する。使用する変数の出典は表2に示す。

表2 使用データの説明、出典

| モデルの表記 | 変数 | 出典 | 備考 |
|--------|----------------------|--------------------|--------------------------------------|
| Y | 精神疾患による休職率 | 文部科学省、SSDSE、e-stat | |
| A | 不登校率 | 文部科学省、e-stat | |
| B | 暴力発生率 | 文部科学省、e-stat | 公立小学校数÷小学校数を公立比率として使用 |
| C | いじめ発生率 | 文部科学省、e-stat | 公立小学校数÷小学校数を公立比率として使用 |
| D | 学習状況調査の偏差値 | 文部科学省 | |
| E | 母子父子世帯率 | e-stat | 1980年から2020年までのデータを元に線形補完 |
| F | 児童に対する 教員採用試験受験者率 | 文部科学省、e-stat | 受験者数÷児童数 |
| G | 教員一人当たりの児童数 | e-stat | 児童数÷教員数 |
| H | 人口密度 | SSDSE | 可住地面積における人口密度 多重共線性を防ぐため、中心化処理を行う |

表3 記述統計表

| 変数名 | 中央値 | 平均値 | 標準偏差 | 最小値 | 最大値 |
|-------------|--------|---------|----------|-----------|---------|
| 休職率 | 0.01 | 0.01 | 0.003 | 0.00201 | 0.02 |
| 不登校率 | 0.02 | 0.02 | 0.004 | 0.01444 | 0.03 |
| 暴力発生率 | 0.01 | 0.01 | 0.008 | 0.00005 | 0.03 |
| いじめ発生率 | 0.09 | 0.09 | 0.046 | 0.02427 | 0.20 |
| 偏差値 | 48.46 | 50.00 | 10.000 | 31.03549 | 77.49 |
| 母子父子世帯率 | 0.02 | 0.02 | 0.003 | 0.00917 | 0.03 |
| 児童対受験者率 | 0.01 | 0.01 | 0.004 | 0.00364 | 0.03 |
| 教員一人当たりの児童数 | 13.19 | 13.21 | 1.612 | 10.28212 | 17.09 |
| 人口密度 | 759.60 | 1333.31 | 1789.319 | 224.40000 | 9859.50 |

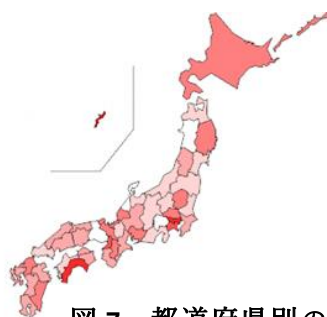


図7 都道府県別の休職者数(千人あたり)
(色が濃いほど状況が深刻)

児童側の要因としては、時系列分析でも使用した不登校率、暴力発生率、いじめ発生率を取り上げる。これらは学校現場の負担を高める主要な要因と考えられるが、相互に影響しあい、分析においては交絡の可能性がある。サンプル数が限られ投入する説明変数を絞る必要があることから、各要因を一つずつ他の統制変数と組み合わせてモデルを構築する。加えて、児童の学力水準を示す変数として全国学力・学習状況調査の国語・数学平均得点率を偏差値化して用いる。教員採用試験に関連する要因としては、倍率ではなく「受験者数÷児

童数」を採用する。倍率を使用すると採用者数にも依存するため、厳密的な考察が難しくなる。一方、本指標は児童規模に対する教員志願者の厚みを表すものであり、人材供給の観点から妥当であると考え。家庭環境の影響を示す指標としては母子父子世帯率を用いる。単親世帯は経済的困難や養育環境の制約を抱える傾向があり、児童を通じて教員の負担に影響する可能性がある。なお、この変数は estat で 5 年ごとにしか公表されていないため、2023 年値は線形外挿によって推定した。また、教員の勤務環境や負担を示す変数として、教員一人当たりの児童数を使用する。

さらに、これらの変数は地域特性によって水準が大きく異なる。例えば、不登校率や母子父子世帯率は都市部で高い傾向がある。こうした要因を統制せずに推定すると、脱落変数バイアスによって推定量が歪む危険がある。そこで本研究では地域特性を代理する指標として人口密度を投入し、非線形の影響を捉えるため二乗項も加えた。そのままだと VIF 値が大きくなるため、人口密度に関しては中心化処理を行った。これにより、主要な交絡要因を統制しつつ、児童要因・家庭要因・人材供給・勤務環境の側面から教員休職率の決定要因を明らかにすることを目指す。今回使用する重回帰モデルは以下のように表される。

$$\ln Y_i = \alpha + \beta_1 \ln X_i + \beta_2 D_i + \beta_3 \ln E_i + \beta_4 \ln F_i + \beta_5 G_i + \beta_6 H_i + \beta_7 H_i^2 + \varepsilon_i$$

- $X_i \in \{A_i, B_i, C_i\}$

表 4 重回帰分析の結果 (model4~6 はロバスト標準誤差を考慮した推定結果)

| | model1 | model2 | model3 | model4 | model5 | model6 |
|--|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| 定数項 | -1.508 (1.613) | -0.496 (1.221) | -0.404 (1.174) | -1.508 (1.390) | -0.496 (1.054) | -0.404 (1.030) |
| A:不登校率(対数) | -0.339 (0.306) | | | -0.339 (0.283) | | |
| B:暴力率(対数) | | -0.027 (0.041) | | | -0.027 (0.039) | |
| C:いじめ率(対数) | | | -0.081 (0.094) | | | -0.081 (0.106) |
| D:偏差値 | -0.010* (0.006) | -0.009 (0.005) | -0.009 (0.005) | -0.010 (0.008) | -0.009 (0.007) | -0.009 (0.008) |
| E:母子父子世帯率(対数) | 0.875*** (0.288) | 0.837*** (0.297) | 0.874*** (0.290) | 0.875*** (0.255) | 0.837*** (0.249) | 0.874*** (0.238) |
| F:児童対受験者率(対数) | 0.467*** (0.161) | 0.453*** (0.162) | 0.455*** (0.160) | 0.467*** (0.145) | 0.453*** (0.143) | 0.455*** (0.157) |
| G:教員当たり児童数 | 0.116* (0.058) | 0.106* (0.057) | 0.105* (0.057) | 0.116* (0.065) | 0.106 (0.064) | 0.105* (0.062) |
| H:人口密度(中心化対数) | -0.090 (0.128) | -0.096 (0.130) | -0.113 (0.132) | -0.090 (0.140) | -0.096 (0.142) | -0.113 (0.159) |
| H ² :人口密度(中心化対数) ² | 0.206*** (0.059) | 0.212*** (0.060) | 0.232*** (0.064) | 0.206*** (0.058) | 0.212*** (0.058) | 0.232*** (0.071) |
| 修正済み決定係数 | 0.421 | 0.409 | 0.414 | 0.421 | 0.409 | 0.414 |

括弧内は標準誤差。

* p < 0.10, ** p < 0.05, *** p < 0.01 を示す。

分析結果をもとに考察を行う。不均一分散の有無を確認するために実施した Breusch-Pagan 検定の結果、帰無仮説が棄却される場合とそうでない場合が混在したため、通常の推定値に加えてロバスト標準誤差を用いた推定結果も併せて報告している。また、各モデルの各変数間で大きな相関関係は確認されず、VIF 値もすべて 5 以下だったことから、多重共線性の懸念はないと判断した。

児童要因として取り上げた不登校率、暴力発生率、いじめ発生率はいずれのモデルにおいては統計的有意性は確認されなかった。これは、全国時系列データにおいて共通の増加トレンドが寄与していたのに対し、都道府県別横断面データではその効果が弱まり、地域間のばらつきを有意に捉えられなかった結果と解釈できる。一方で、学習状況調査の偏差値については、不登校率を投入したモデルにおいて負の有意性が確認された。これは学力水準の高い地域ほど教員の休職率が低いことを示唆するものである。ただし、他のモデルでは有意性が見られず、効果は限定的と解釈すべきである。児童数当たりの受験者数は正の有意な係数を示し、当初の予想とは異なる結果となった。この指標は短期的な採用市場の動向を捉えるにとどまり、休職に直接的な影響を与える構造的要因とは言い難い。また、休職率の高い地域では人材流動性が高く、その結果として受験者数が多くなるという逆因果の可能性も考えられる。教員供給の質的側面を分析するには、今後より適切な指標や方法論の検討が必要である。母子父子世帯率は正の有意性を確認でき、家庭環境の脆弱性が教員の休職に関連する可能性を支持する結果となった。これは家庭の経済的困難やしつけの難しさが学校現場に転嫁され、教員の負担増につながることを示唆している。ただし、この変数も代理指標であるため、解釈には慎重を要する。教員当たりの児童数は 5 つのモデルで正の有意性が確認された。これは、少人数教育の利点が教員の負担軽減という面にも作用している可能性を示す。最後に、人口密度は二乗項で正の係数で有意となり、人口密度が低すぎても高すぎても休職率を押し上げるという非線形の関係が確認された。これは過疎地域における人員不足と、都市部における業務複雑化・ストレス増大の双方を反映した結果であると考えられる。p 値も十分に小さく、地域特性が教員の休職に与える影響が大きいことを示している。

第 5 章 おわりに

本研究では教員の精神疾患休職と関連する要因について、状況がより深刻である小学校に焦点を当てて分析を行った。特に児童・家庭側の要因に着目し、時系列データと都道府県別データを用いた分析をそれぞれ行った。時系列分析では不登校者の増加と休職者の増加に関連が見られたものの、その他変数においては関連は見られなかった。重回帰分析では、これらいずれの変数においても予想した関連は見られず、児童に対する受験者率においては予想とは逆となる正の有意性が確認された。人口密度の二乗項において強い有意性が確認できたことから地域特性の影響が強く反映される結果となり、両分析においてサンプル数やモデル構築の観点からも課題が残った。ただ、偏差値において負の有意性、母子父子世帯率は正の有意性が確認できたことから、児童の学力や非認知能力・家庭側の意識や経済環境を改善すれば教員の休職を減らすことができることを、探索的ではあるが示唆する結果を得ることができた。

労働経済学の人的資本理論では、勉強や訓練を通してスキル・能力を高めることで仕事上での生産性が向上し、さらには犯罪の減少などにもつながるとされる。2000 年にノーベル経済学賞を受賞したジェームズ・ヘックマンは幼児教育の重要性を唱え、親や友人とのコミュニケーションによって非認知能力を養う大切さを説いた。さらに、人的資本理論においては一般的に若いほど教育の収益率が大きいとしている。こうした学術的成果から、学校教育の中でも特に小学校教育の充実が個人の潜在的価値の向上、犯罪や経済問題などの事前防止

には欠かせない。しかし義務教育の入口を担う教員の負担は重く、早急に改善に取り組むことが求められる。今日の学校現場の混乱は、本来家庭で担うべき教育やしつけが教員へと転嫁されてきた結果という面は否定できないだろう。学校頼みの現状から脱却し、各家庭の主体的な教育への参加が求められる。まずは保護者の意識の向上を図り、各家庭での子供の教育、しつけができていないか今一度見直すことが必要だ。基本的な生活態度のしつけや会話によるコミュニケーションなどは家庭で下地を育むことが不可欠だ。幸い近年は「学び直し」の動きが高まりつつあるため、教育の意識が大人たちで広まりつつある。子供の教育に対する意識の向上や価値観の更新に追い風となるのに加え、スキルの獲得や訓練などを経て保護者の人的資本が高まれば、経済状況の改善にもつながる。さらに、親の学ぶ姿を見て子供たちも習い事や学習に意欲的に取り組むといった好循環が期待できる。いじめや暴力、不登校の要因は様々ではあるが、こうした人的資本の向上を軸に据えたサイクルにより改善できる例も多いはずだ。以上の取り組みは教員の負担軽減にもつながり、教員採用試験の受験者を増やすことも期待できる。また、本研究では家庭による教育への参加の再認識を強調したが、地域社会の参加も欠かせない。中学高校の部活動では既にこうした動きが広まりつつあり、学校や家庭の負担を軽減しつつもカバーできない教育機会を提供することが期待される。学校、家庭、地域という社会全体で教育の価値を向上させることが、持続可能な人材育成には欠かせないはずだ。

さらに、今回取り上げた教育現場の混乱に関連して懸念されるのがスマホやSNSの使用時間の増加だ。長時間の利用により友人や周りの人々とのコミュニケーション不足、運動不足、集中力の低下が指摘されている。先日発表された学習状況調査の経年変化分析調査では、実際に小中学生の学力低下が確認された。原因の解明はこれからだが、スマホや生活習慣の変化の影響との関連性が強いことが予想される。スウェーデンではデジタル教科書導入見直しの動きが出ており、こうしたデジタルが教育現場へもたらす影響の再検証も欠かせない。

第6章 参考文献

文部科学省“公立学校教員採用試験の実施状況”

文部科学省“公立学校教職員の人事行政の状況調査について”

文部科学省“児童生徒の問題行動・不登校等生徒指導上の諸課題に関する調査”

草海由香里：“公立小・中学校教師の休職・退職意識に影響を及ぼす諸要因の検討” パーソナリティ研究 2014 第23巻 第2号 67-79 (2014)

笠井孝久：“教員のメンタルヘルスの現状と分析” 千葉大学教育学部研究紀要 第73巻 67～73頁 (2025)

高原龍二：“公立学校教員の都道府県別の精神疾患休職率の要因に関するマルチレベルSEM” 教育心理学研究,2015,63,242-253 (2015)

日本経済新聞：“小中学生「学力低下」の背景 知性と学びの危機に目を”、2025年8月18日

読売新聞：“再考 デジタル教育”、2024年10月22日