

スクリーンタイムと人的資本

大阪中小学校スマホ持込規制の緩和による因果 推論¹

関西学院大学 亀田啓悟研究室

2025 年 12 月

胡 彭航 (コ ホウコウ)

鄧 耀霖 (トウ ヨウリン)

殷 瑞汐 (イン ズイセキ)

劉 時周 (リュウ ジシュウ)

¹ 本稿は、2025 年 12 月 6 日・7 日に開催される 2025 年度 WEST 論文研究会・本番発表会に向けて作成したものである。本稿に含まれる誤りや主張の一切の責任は、筆者ら個人に帰するものである。本研究の遂行および本稿の執筆にあたり、関西学院大学の亀田啓悟教授、立命館大学の市野泰和教授、青山学院大学の安井健悟教授、茨城大学の青田庄真講師、関西学院大学の陸震坤助教、ならびに亀田研究会の先輩方から多くの貴重なご助言とご指導を賜った。さらに、大阪府教育庁小中学校課からは有益な情報提供をいただき、大阪市福祉関連部署の梅田先輩からは政策面に関して多大なご協力を賜った。ここに記して深甚なる感謝の意を表す。東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センター SSJ データアーカイブから〔「子どもの生活と学びに関する親子調査 Wave1~4, 2015-2019」(ベネッセ教育総合研究所)〕の個票データの提供を受けた。

要約

本研究は、2019年に大阪府の小中学校で実施された「スマホ持込解禁政策」を準自然実験と位置づけ、同政策が小中学生のスクリーンタイム、および人的資本(認知能力・非認知能力)に及ぼす因果効果を定量的に検証することを目的とする。

背景として、2010年以降、スマホが急速に小中学生の日常生活にも浸透した結果、学習時間や学力、学習に関する自己効力感の低下といった課題が指摘されてきた。とりわけ関西では2018年の大阪北部地震以降、緊急時の連絡手段としてのスマホ活用が強調され、2019年には大阪府が全国に先駆けて解禁へ舵を切った。しかし、この規制緩和の小中学生のスマホ利用行動への影響、ひいてはスマホの人的資本形成への帰結については、実証分析による検証が不十分である。

先行研究は、人的資本が学業達成・就業・所得などに決定的な役割を果たすことを明らかにしてきた。しかし、スクリーンタイムの増加が人的資本に与える影響を巡って、論争が未だ終わってはいない。すなわち、一部の研究ではスクリーンタイムは学力や集中力を阻害する指摘がある一方で、学習用途への活用可能性を認める研究も存在する。また、この領域における多くの先行研究は相関分析にとどまり、内生性の問題を克服できていない。本研究の新規性は、①認知能力と非認知能力の双方を対象にする点、②政策変更を外生的なショックとして差の差法(DID)と操作変数法(IV)を組み合わせ、因果推論を行う点、③学習時間、睡眠時間といった媒介要因を導入してメカニズムを検証する点、④日本の制度的背景を踏まえた実証分析を行う点にある。

分析には、ベネッセ教育総合研究所による「子どもの生活と学びに関する親子調査」(2015~2021年)の個票パネルデータを利用している。DID推定の結果、政策実施後、大阪府の小中学生のスクリーンタイムは週平均で約86分有意に延長した。学力別にみると、学力の高い小中学生での増加幅が学力の低い小中学生を上回ることが示されている。さらに、IV推定により、スクリーンタイム増加は学業成績に負に作用し、その影響は学力水準と教科特性に依存することが明らかとなった。特に学力上位層で悪影響がより顕著である。加えて、非認知能力についても、スクリーンタイムの増加は小中学生の自立性・配慮性・協調性・楽観性を低下させた。

これらの結果は、スクリーンタイムの増加が学習機会と注意力を奪い、小中学生の人的資本形成に負の影響を及ぼすことを示唆している。

政策提言として、本研究では、小中学生がスマホを学校に持ち込む条件として未成年者モードアプリのインストールを義務づける制度の導入を提案する。未成年者モードの機能として、利用時間の制限・夜間利用の禁止・保護者による管理機能を備える。これにより、スマホの連絡機能を維持しつつ、認知能力・非認知能力の低下を予防することを目指す。さらに、政策提言部分の潜在的な教育・経済効果についても検討している。推計によれば、平均スクリーンタイムを政策上限の週 7 時間に抑制した場合、認知能力は約 1%、非認知能力は約 3%改善することが見込まれる。また、戸田 et al.(2014)の推計値に基づき、1 人当たりの将来月間賃金は約 755 円上昇するとの試算を示しており、中長期的には教育政策として十分な投資収益性を備えている。

目次

要約	2
第 1 章 はじめに	5
第 2 章 現状分析・問題意識	10
第 1 節 小中学校スマホ持ち込み規制の変遷と大阪府における規制緩和	10
第 2 節 人的資本の概念と小中学生の現状	14
第 3 節 問題意識	17
第 3 章 先行研究及び本稿の位置づけ	18
第 1 節 人的資本が小中学生の学業成績・就業・賃金に与える影響に関する研究	18
第 2 節 スマホのスクリーンタイムが人的資本に与える影響に関する影響	20
第 3 節 先行研究の限界と本研究の新規性	23
第 4 章 実証分析	25
第 1 節 分析の目的と検証仮説	25
第 2 節 分析手法とデータ	26
第 3 節 分析 I：政策がスマホのスクリーンタイムに与える影響	34
第 4 節 分析 I の頑健性検証	37
第 5 節 分析 II：認知能力に与える影響	41
第 6 節 分析 III：非認知能力に与える影響	50

第7節 推定結果のまとめ	54
第5章 考察	55
第6章 政策提言	57
第1節 方向性	57
第2節 未成年者モード制度の日本への導入	58
第3節 政策効果	63
第7章 おわりに	65
先行研究・参考文献	66
付録	72

第 1 章 はじめに

“Technology is just a tool. In terms of getting the kids working together and motivating them, the teacher is the most important.” —Bill Gates

近年、未成年者におけるスマートフォン（以下、スマホ）の急速な普及に伴い、各国では未成年者のスマホ使用に対する規制措置が講じられている。フランスは 15 歳未満の SNS 利用を禁止することを検討しており、EU 域内で合意が難しい場合には国内で先行実施すると表明している(宋 and 牛, 2025)。オーストラリアは 2024 年に 16 歳未満の SNS 利用を禁止する法律を制定し、違反企業には高額な罰金が科される(Ritchie, 2024)。さらに、欧州委員会は『デジタル公正法』の策定を進め、厳格な年齢確認および依存性を高める機能の制限によって未成年者を保護しようとしている(日本経済新聞, 2025)。これらの介入は、青少年のスクリーンタイム増加に伴うリスクに対する社会的懸念が高まっていることを反映している²。

日本でも同様な動向が見られる。2007 年、神戸市須磨区において学校裏サイトでの誹謗中傷により男子生徒が自殺する事件が発生した。この事件により、スマホの普及によって裏サイトへのアクセスが日常化していることが明らかになり、青少年のスマホ利用に対する社会的関心が高まった(文部科学省, 2007)。こうした状況を踏まえ、日本は 2008 年に『青少年インターネット環境整備法』を制定した。同法は保護者によるフィルタリングの利用を促進し、青少年が安全にスマホを通じてインターネットを利用できる環境の整備を推進するものである(日本政府, 2008)。さらに、この全国的な政策動向を受けて、地方自治体もそれぞれ独自の対策を講じ始めた。特に 2009 年には、大阪府が全国に先駆けてスマホの小中学校への持ち込みを原則禁止する措置を導入した(文部科学省, 2009)。

しかし、持ち込み禁止政策の実施から約 10 年後に発生した大阪北部により、災害時における緊急連絡の手段としてスマホの有用性が再評価された。大阪府は 2019 年にスマホ持ち込みに関する規制を緩和した(文部科学省, 2019)³。

²スクリーンタイムとは、テレビ・コンピュータ・スマホなどの電子デバイスの画面を注視している時間の総称を指す。本研究がスマホに限定するのは、小中学生の電子通信機器の中でスマホの利用時間が最も長く、日常生活における影響が大きいと考えられるためである。

³この規制緩和は学校におけるスマホの使用を認めるものではなかったが、登下校中の利用時間の増加を招く可能性がある(令和 3 年「社会生活基本調査」によれば、全国平均の往復通学時間は、小学生が 44 分、中学生が 52 分とな

この政策緩和は、日本社会における小中学生のスマホ利用をめぐる議論を反映するとともに、スクリーンタイムの変化を外生的に捉えるための契機を提供している。こうしたスクリーンタイムの変化が小中学生に与える影響の中でも、青少年の人的資本形成に与える影響は教育学研究および労働経済学研究においても重要な課題である。

一般的な区別とは異なるが、労働経済学では青少年の人的資本を「認知能力」と「非認知能力」に区分している(Lundberg, 2017; 中室, 2024)。認知能力とは、知能検査や学力テストによって測定される能力であり、具体的には言語理解力・数処理能力・論理的推論能力などが含まれる。そして、Heckman et al. (2006)や Heckman and Kautz (2012)が示すように、非認知能力とは、標準化されたテストでは測定されにくい心理的・社会的特性を指し、具体的には自己制御力、協調性、忍耐力、内発的動機づけなどが含まれる。認知能力・非認知能力はいずれも、青少年の学業達成に直接的に影響を与えるだけでなく、将来の就業機会や所得水準を決定する要因となることが示されている。

しかしながら、スクリーンタイムが人的資本に与える影響については、その見解が分かれている。批判的な立場からは、過度のスマホ利用が注意力の分散(Gallen et al., 2023; Rabiner and Coie, 2000)学習時間の減少(文部科学省・国立教育政策研究所, 2025)を通じて能力形成を阻害する可能性が指摘されている。一方で、情報収集や学習支援の観点からその活用を肯定的に評価する立場も存在する(Kabilan et al., 2010)。

しかし、多くの既存研究による分析は相関関係にとどまっており、因果関係の識別を試みた研究は非常に限られている(Amez and Baert, 2020)。因果推論を用いた少数の研究においても、それぞれに限界が存在する。例えば、Stothart et al.(2015) および Ward et al. (2017)では小規模のランダム化比較試験(RCT)を行っているが、標本が同一大学の学生に限定され、外的妥当性に疑問が残る。また、Beland and Murphy (2016)は差の差分析(DID)を用いて、イギリスの学校レベルでのスマホ使用禁止政策が中学生の認知能力に及ぼす影響を識別しているが、彼らの研究デザインでは、政策実施以前に中学生がスマホを保有していたか否かを区別できず、禁止校と非禁止校における平均成績の比較にとどまっている。これは、推計された政策効果にバイアスをもたらす恐れがある。また、この研究は媒介分析と非認知能力への影響に関する検討を欠いている。したがって、現時点では因果推論に基づく実証的証拠には限界があ

っている)。また、この政策は、それまでスマホを保有していなかった小中学生が新たに端末を購入する契機となり、家庭内でのスクリーンタイムを増加させた要因となった可能性がある。

り、スクリーンタイムが認知能力・非認知能力を通じて人的資本形成に影響を及ぼすメカニズムの解明が求められている。

本研究は、こうした研究上の空白を埋めることを目的とし、スクリーンタイムが小中学生の人的資本に与える影響を識別する。具体的には、大阪府の規制緩和を外生的なショックとして以下の三つのリサーチクエスチョンに答えることを試みる。第一に、大阪府における規制緩和は小中学生のスクリーンタイムを増加させたのか。スクリーンタイムの増加は小中学生の認知能力および非認知能力に有意な影響を及ぼすのか。第三に、その影響はどのようなメカニズムを通じて作用するのか、である。

これらの問いに答えるため、本研究は準自然実験のデザインを採用する。識別戦略としては、差の差法(Difference-in-Differences: DID)と操作変数法(Instrumental Variables: IV)を組み合わせることで、スクリーンタイムと学業成績の間に生じうる内生性バイアスを抑制し、因果効果の識別を可能にする。この結果、例えば、学習意欲のように観測が難しく、スクリーンタイムと学業成績の双方に影響し得る要因を排除できる。具体的には、第一段階として、処置群(大阪府の小中学生)と対照群(他地域の小中学生)における政策実施前後の変化を比較し、政策がスクリーンタイムに与えた平均処置効果(Average Treatment Effect: ATE)を推定する。次に、第二段階として、この政策のダミー変数を操作変数とし、2段階最小二乗法(Two-Stage Least Squares: 2SLS)を用いて、スクリーンタイムが認知能力(国語・数学・英語の学業成績)および非認知能力に与える因果効果を推定する。

上記のデザインにおいて、操作変数は、外生性、相関性(relevance condition)および排除制約(exclusion restriction)の仮定を満たす必要があるが、第1段階で推定されるスクリーンタイム変動は以下の理由によりこれらの条件を満たすと考えられる。第一に、政策の目的は防災および安全管理にあり、個々の小中学生の学業成績や学習態度とは直接的な関係を持たないため、外生性の仮定を満たす。第二に、政策は小中学生のスマホ利用行動を有意に変化させることから、相関性の仮定を満たす。第三に、個人属性および固定効果をコントロールした後においては、政策が人的資本に影響を及ぼす経路はスクリーンタイムを通じたもののみであると想定でき、除外制約の仮定を満たしている⁴。以上の前提に基づき識別戦略により、本研究はスクリーンタイムと

⁴個人固定効果を導入することで、生まれつきの能力や家庭の教育方針のように観測できず時間的に変化しない要因を取り除くことができる。また時間固定効果を入れることで、全国的なカリキュラム改訂やCOVID-19による一斉休校といったその年に全国の子どもに共通して起きたショックをコントロールできる。したがって、残った係数は「大阪でのスマホ持込緩和によって生じたスクリーンタイムの変化」をより純粋にとらえていると解釈できる。

人的資本との間にある「因果関係の方向性」および「因果メカニズム」の双方を明確に示すことが可能となる。

分析では、ベネッセ教育総合研究所による「子どもの生活と学びに関する親子調査」（2015～2021年）を用いる。この調査は日本全土の約1.3万人規模の小中学生を対象としたアンバランスパネルデータである⁵。分析結果から大きく二つの知見が得られた。第一に、スマホ持ち込み規制の緩和は小中学生のスクリーンタイムを有意に増加させた。具体的には、政策実施後、週平均スクリーンタイムは約86分延長した⁶。特に中学生では約106分と増加幅があったのに対し、小学生では約9分の増加にとどまった。この差異は、中学生が小学生と比べて通学時間が長いことに加え、就寝時刻が遅くスマホ使用可能な時間帯がより長いことに起因すると考えられる⁷。一方で、政策実施前にスマホを保有していなかった小中学生におけるスクリーンタイムの増加幅は、既に保有していた小中学生の増加幅を大幅に上回った⁸。

第二に、増加したスクリーンタイムは認知能力および非認知能力の双方に対して負の影響を及ぼしている。特に、認知能力については、全体として学業成績が有意に低下したものの、その影響には学力層による異質性が見られた。具体的には、高学力層では国語・数学・英語のいずれの科目においても成績が有意に低下した。また、低学力層では数学のみにおいてわずかな改善が見られたものの、英語では依然として有意な低下が観察された。媒介分析の結果、スクリーンタイムの増加が睡眠時間および学習時間を有意に減少させ、これらの要因を通じて学業成績を低下させる因果経路が明らかになった。非認知能力については、測定した六つの次元のうち「挑戦性」と「関心性」を除く四つ（「楽観性」「自立性」「配慮性」「協調性」）で、スクリーンタイムの増加に伴う有意な低下が確認された。特に「協調性」への負の影響が最も大きかった。

⁵ 本研究で用いたアンバランスパネルデータの観測数について、2015年度：13,853人、2016年度：14,200人、2017年度：14,610人、2018年度：14,874人、2019年度：12,469人、2020年度：12,910人、2021年度：13,059人。

⁶ 2020年には日本において新型コロナウイルス感染症の流行および学習指導要領の改訂（「知識偏重型から思考力・判断力・表現力を育む学びへの転換」を目的とした改訂）の影響があったため、2019年以前のデータに限定した追加分析を行ったが、主要な結果に大きな相違は認められなかった。

⁷ 令和3年「社会生活基本調査」によれば、全国の往復通学時間は、小学生が44分、中学生が52分となっている。また、2025年博報堂教育財団・子ども研究所の「子どもの睡眠調査」によれば、小学生の平均睡眠時間は7時間56分、中学生は7時間36分であった。また、小学生の約3割、中学生の半数以上が、就寝時にスマホなどの端末を布団内に持ち込んでいることが報告されている。

⁸ この大幅な増加の理由としては、政策の導入を契機として保護者が新たにスマホを購入したことにより、利用者層全体が拡大し、家庭内での使用時間が延長されたことが推察される。

これらの所見は先行研究とも整合的である。先行研究では、スクリーンタイムの増加が睡眠の質を低下させ(Echevarria et al., 2023)、感情調整障害を引き起こすこと示されている(Khan et al., 2023)。こうした変化は前向きな感情の生成と維持を妨げ、結果として楽観性の低下をもたらす可能性が高い。また、スマホ使用下における保護者による過度な監督が青少年の自律的な意思決定と独立意識を阻害するとの指摘(LeMoyné and Buchanan, 2011)は、本研究で観察された自立性の低下と整合的である。さらに、SNS の頻繁な使用は対面での交流機会を減少させ、社会的スキルの発達を阻害すること(Vossen and Valkenburg, 2016)、通知音や振動といった外部刺激が注意の持続を妨げ(Stothart et al., 2015)、深い思考や内省の過程を制限することが報告されている⁹。これらのメカニズムにより、配慮性および協調性の低下が生じたと解釈できる。

以上の発見に基づき、本研究の学術的貢献は以下の四点に整理できる。第一に、政策変化を外生的なショックとして活用し、差の差法(DID)と操作変数法(IV)を組み合わせることで、スクリーンタイムが人的資本に及ぼす因果効果を識別した点である。第二に、小中学生の認知能力・非認知能力の双方を同時に分析することで、認知能力のみに焦点を当てた先行研究の限界を克服した点である。第三に、媒介分析を通じてスクリーンタイムが教育成果に影響を及ぼす作用経路を解明した点である。第四に、日本における実証結果を提示することで、該当領域に新たなエビデンスを提供している。

これらの知見を踏まえ、本研究は、小中学生がスマホを学校に持ち込む条件として、未成年者モードアプリのインストールを義務づける制度の導入を提言する。未成年者モードの機能は四点に集約される。第一に、娯楽系アプリの利用時間を 1 日 1 時間以内に制限し、30 分経過時には休憩を促す通知を表示する。第二に、22 時から翌朝 8 時までの間はアプリの使用を自動的に停止し、生活リズムと睡眠時間を確保する。第三に、保護者に対して管理ダッシュボードを提供し、各アプリの利用時間上限や夜間ロックなどを個別に設定可能とする。第四に、すべてのアプリに推奨年齢の公開を義務づけ、16 歳以上を対象とするアプリは小中学生の利用を禁止する。

さらに、実証分析の結果に基づき、政策によるスクリーンタイムの抑制が人的資本および所得に及ぼす潜在的効果を定量的に検討する。具体的に、推定された因果効果を用いて、小中学生の平均スクリーンタイムを毎日 1 時間に制限した場合の人的資本の改善幅を算出した。分析の結果、全国平均のスクリーンタイム (8.63 時間/週) が

⁹ 社会的スキルとは、他者と円滑に関わり、協力・共感・意思疎通を図るための対人関係能力のことを指す。一般的に非認知能力として扱われる。

同上限値まで削減された場合、認知能力は約 0.98%、非認知能力は約 2.87%向上することが見込まれる。特に、非認知能力の改善効果は低学力層の小中学生に対して顕著であり、非認知能力が最大 4.08%改善する。一方、高学力層では 1.56%にとどまる。さらに、本研究は、スクリーンタイム削減による人的資本向上が、将来的な経済成果へ波及し得る点にも着目した。戸田 et al.(2014)による認知能力の賃金弾性値を適用した試算では、認知能力の向上により小中学生の将来賃金は月額約 755 円増加することが見込まれる。

本稿の構成は以下の通りである。第 2 章では、教育現場におけるスマホ管理制度の変遷と小中学生の人的資本の現状を論じる。第 3 章では、関連文献を整理し、本研究の位置づけと貢献を明らかにする。第 4 章では、データ・変数・識別戦略を説明し、実証分析の結果を示す。第 5 章では、先行研究と比較した上で、スクリーンタイムの影響メカニズムを議論する。第 6 章では、分析から得られた知見に基づき、政策提言と政策効果の試算を提示している。第 7 章では、本研究の成果と限界を整理し、今後の課題を示す。

第 2 章 現状分析・問題意識

第 1 節 小中学校スマホ持ち込み規制の変遷と大阪府における規制緩和

小中学生の間で携帯電話の利用が広がり始めたのは、2000 年前後にまでさかのぼる。図 1 によれば、小中学生における携帯電話の普及率は学年と共に上昇しており、小学 6 年生で約 20%、中学 3 年生では 60%を突破している。このように、当時から携帯電話は既に小中学生の生活に定着しつつ、日常的な通信デバイスとなっていたことが確認できる。



図1 2006 年度学年別の携帯電話普及 (Benesse 教育開発センター調査データをもとに筆者作成)

図2は、スマホ利用をめぐる安全対策の社会的背景と、2009年の全国原則禁止から2020年の文科省基準維持までの政策展開を示している。2007年、神戸市須磨区において学校裏サイトでの誹謗中傷により男子生徒が自殺する事件が発生した。この事件をきっかけとして、同年11月にネット安心全国推進会議が発足し、未成年者のスマホを通じたインターネット利用に対する規制議論が活発化した。また、授業中の集中力の低下や有害情報への接触増加といったリスクが繰り返し報告され、学校におけるスマホ管理の必要性が社会的課題として認識されるようになった。

文部科学省が2008年6月に実施した調査によると、全国で38,260件の「学校裏サイト」の存在が確認され、約2,000件の分析では半数に誹謗・中傷表現、37%にわいせつ表現、27%に暴力的表現が含まれていた(文部科学省, 2008)。同時に、同調査では中高生の33.0%が学校裏サイトを認知し、23.3%が閲覧、3.2%が書き込み経験を有していた。こうして裏サイト問題が一時的な現象ではなく、社会問題として提起され、翌年2月、文部科学省が全国的に初めてスマホの学校持ち込みを原則禁止とする通知を出された(文部科学省, 2009)。こうした全国的な危機意識の高まりを受け、大阪府は他自治体に先駆けて独自のスマホ持ち込み規制を打ち出し、地方自治体での政策対応を先導する役割を担うことになった。

しかし、スマホの社会的役割が変化する中で、政策にも見直しの動きが生まれてきた。特に2018年の大阪北部地震及び降雨による土砂災害によって、登校中の小中学生と連絡が取れなくなる状況が問題視され、緊急時の連絡手段としてスマホを認める

べきとの声が高まった¹⁰。その結果、大阪府は 2018 年 10 月に学校におけるスマホの持ち込みを解禁する方針を決定し、翌 2019 年には『小中学校における携帯電話の取扱いに関するガイドライン』を策定し、一定の条件の下で、小中学生による携帯電話の持ち込みを容認した。

その後、2020 年には文部科学省が新たな通知を発表し(文部科学省, 2020)、中学校におけるスマホの校内持ち込み禁止政策を原則維持し、条件付きで容認する全国的な方針が示された。具体的には、図 2 に示したように、①生徒・保護者がルール作りに関与すること、②学校内での管理や責任の所在を明確にすること、③保護者の責任で適切にフィルタリングを設定すること、④家庭と学校の双方でスマホ利用のリスクやマナーについて指導することの 4 点である。ただし、容認の条件が厳しく、実際に小中学生のスマホ持ち込みは難しいと言われている(文部科学省, 2019)。

¹⁰2018 年 6 月 18 日午前 7 時 58 分、大阪府北部で M6.1 の地震が発生し、大阪市北区や高槻市などで震度 6 弱、関西各地でも震度 5 弱以上の揺れが記録された。死者は 6 名にのぼり、住宅は全壊 21 棟、半壊 454 棟、一部損壊約 5 万 7 千棟に及んだ。大阪市や尼崎市で計 7 件の火災が発生したが、すべて当日中に鎮火された。ライフラインでは最大 17 万戸が停電、約 11 万戸でガス供給が一時停止した。避難所は 27 か所開設され、最大約 2,700 人が避難した。

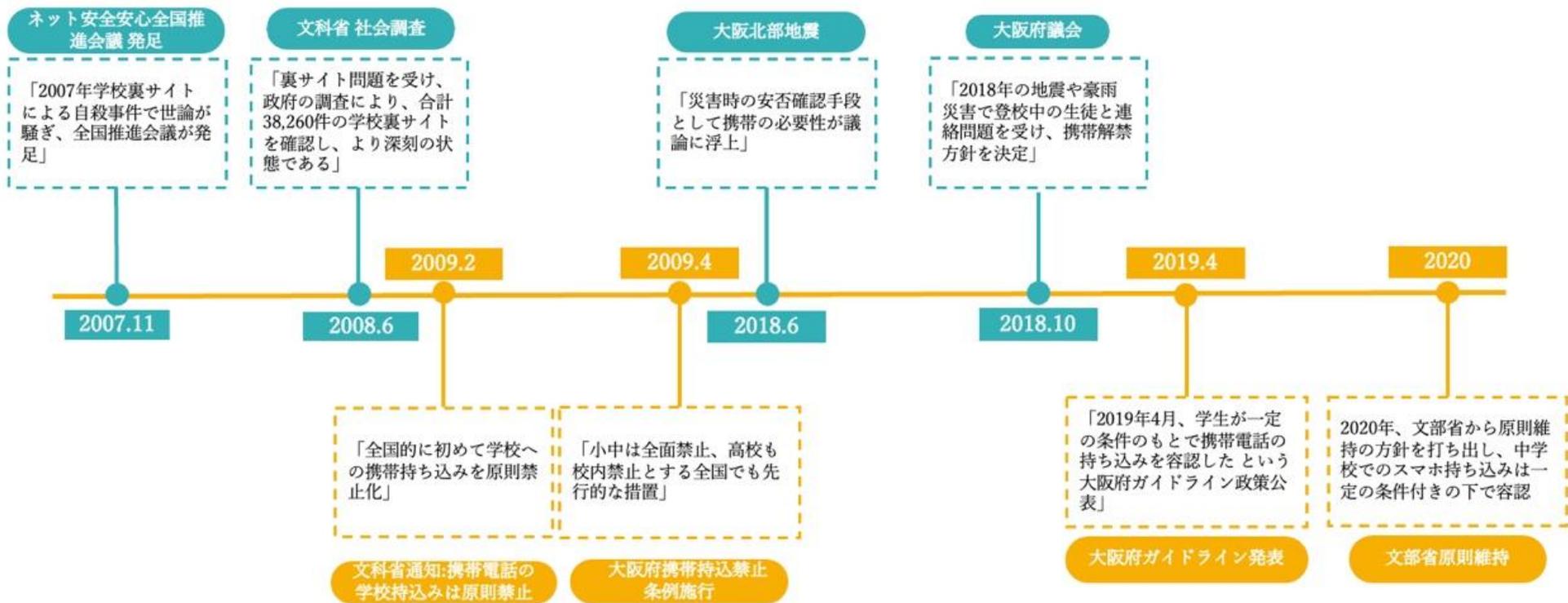


図2 大阪府におけるスマホ持込規制の変遷（筆者作成）

第 2 節 人的資本の概念と小中学生の現状

スマホの利用が学習や教育成果に及ぼす影響を検討するにあたり、その帰結がどのように人的資本に作用するのかを理解することが重要である。人的資本とは、物的資本に対して、労働者が有する知識や技能などの能力を資本として捉える概念である。これは、生産性の向上や経済的成果に寄与するものとして重要な役割を果たすとされており、その形成や成果にはさまざまな要因が関与している。近年の研究では、人的資本の蓄積において、認知能力と非認知能力の果たす役割にも注目が集まっている。認知能力と非認知能力が個人の初期的な資質や選好、スキル形成の技術に影響を与え、人的資本の生産効率や労働市場における成果にも関与する可能性があることを示している(Heckman et al., 2006)。特に、非認知能力は、学習や職業面での充実、健康状態や犯罪傾向など、人生のあらゆる側面で認知能力と同様に人的資本蓄積へ重要な役割を果たすと指摘されている(Heckman and Kautz, 2012)。

以下では、スクリーンタイムの増加が学習時間の減少を通じて認知能力（平均スコア）に影響しうる可能性と、自己効力感の低下など非認知能力にも影響が及ぶ可能性について整理する¹¹。

第 1 項 スクリーンタイムの増加と学習時間の減少

図 3 に示されるように、スマホやテレビゲームといったスクリーンタイムの増加に伴い、学習時間は減少傾向にある。2024 年の調査によれば、2017 年と比べて小学生ではスマホ利用の割合が 22%から 28%、テレビゲームが約 43%から 45%へ増加する一方、勉強時間は約 35%から 27%に減少している。中学生も同様な傾向が確認された。

¹¹ 自己効力感とは、Bandura(1977)が社会的学習理論の中で提唱した概念であり、「自分はある行動をうまく遂行できる」という信念を指す。本研究における自己効力感は、学習に関する自己効力感の程度を示し、小中学生が「自分で学習をうまく進められる」と感じる自信の強さを意味する。

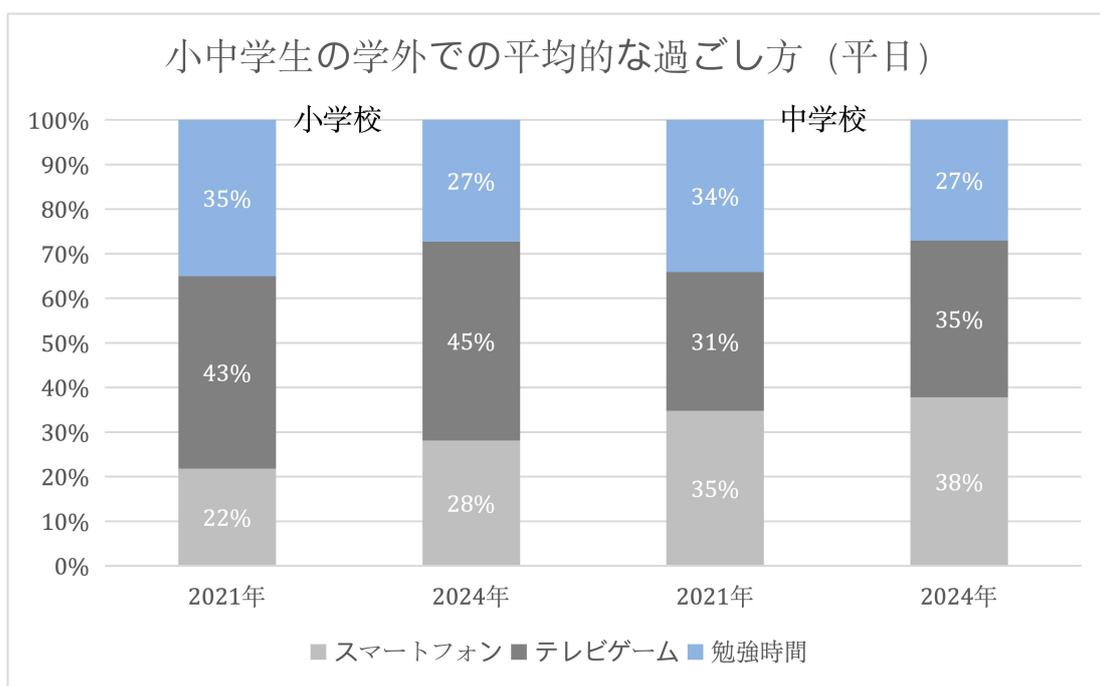


図3 小中学生の学外での過ごし方（2024年全国学力・学習状況調査により筆者作成）

第2項 学力（認知能力）の低下

こうした生活習慣の変化と並行して、全国学力・学習状況調査では小中学生の平均成績が低下している。図4に示される通り小学6年生では国語と算数、中学3年生では国語と英語において、それぞれ平均点が前回調査より低下した。とりわけ中学3年生英語のスコア低下は顕著であった。これらの結果は、スクリーンタイムの増加が、学習機会の減少を通じて、小中学生の認知能力に悪影響を及ぼしている可能性を示唆している。

加えて、OECD生徒の学習到達度調査（PISA調査）では、OECD平均と比べて日本人生徒の非認知能力が相対的に低いことも指摘されている¹²。以下では、学習に関する自己効力感や非認知能力に関連する学習活動に着目し、その実態を議論する¹³。

¹² OECD生徒の学習到達度調査（PISA調査）は、義務教育修了段階にある15歳の生徒が読解力・数学的リテラシー・科学的リテラシーの3分野において、知識や技能を実生活の課題にどの程度活用できるかを測定する国際的な調査である。2000年以降おおむね3年ごとに実施され、各回で1分野を重点的に調査している。2015年調査からはCBT（コンピュータ使用型調査）に移行しており、平均得点は経年比較が可能ないように設計されている。

¹³ 人的資本に関する項目はたくさんあるが、非認知能力に強く関連している項目は学習に関する自己効力感や非認知能力

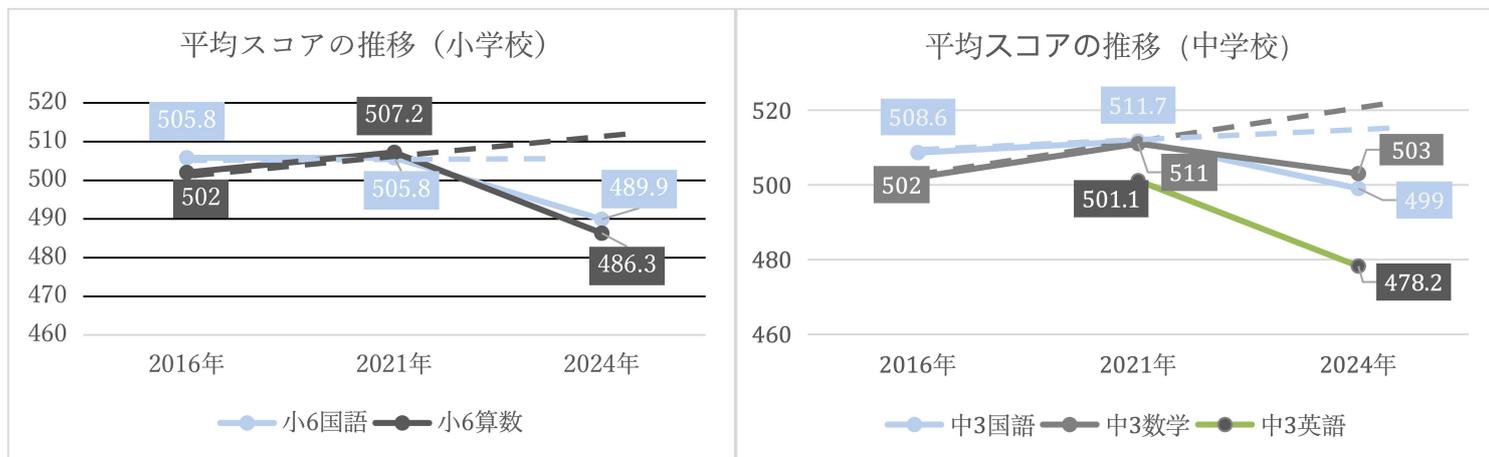


図4 平均成績の推移 (2024年全国学力・学習状況調査により筆者作成)

注:点線はデータの事前のトレンドを示す。

第3項 学習に関する自己効力感（非認知能力）の低下

学習に関する自己効力感の程度の指標は、小中学生が自分で学習をうまく進められるという自信の強さを指す。図5は日本人生徒（15歳）に対する調査結果をまとめている。結果として「あまり自信がない」「全然自信がない」と回答した割合が過半数を占めている。また、本指標におけるOECD平均スコアは0.01であるのに対し、日本は-0.68と大きく下回り、調査対象37か国中34位に位置している。これより、日本人生徒（15歳）の非認知能力の低下が示唆されている。

力に関連する学習活動しかない。

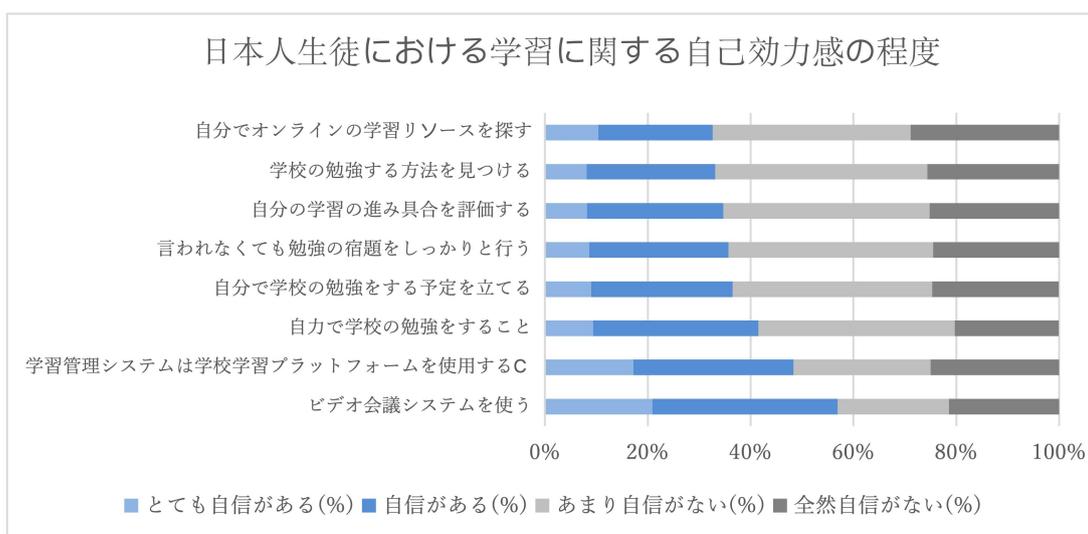


図5 日本人生徒（15 歳）における学習に関する自己効力感の程度（2022 年 OECD 生徒の学習到達度調査により筆者作成）

第3節 問題意識

近年、スマホは日本の小中学生の日常生活に浸透しており、その利用時間の増加が学業成績の低下や学習時間の減少による認知能力の低下、さらに非認知能力の衰退につながるのではないかと懸念されている。この点は日本に限らず、フランスやオーストラリアなど複数の国で未成年の校内スマホ利用を制限する動きがみられるように、国際的にも共有されている問題意識である。一方で、スマホには防犯・防災や保護者との連絡といった利便性もあり、学校現場や保護者の間でも、利便性と学習・生活への悪影響の間で意見が分かれており、教育政策においても対応が求められてきた。

本研究で行なったメール調査では、2019 年に大阪府がスマホの持ち込みを条件付きで認めた後も、小中学生のスマホ利用が府全体としてどのように変化したのかについて、府の教育庁は実態を横断的には把握していないことが確認された。具体的には、大阪府教育庁の学校教育担当部署に対して 2025 年 10 月にメールで照会を行い、「持込緩和後の小中学生のスマホ利用時間を府全体として把握しているか」を確認したところ、「各市町村教育委員会が個別に把握しているにとどまる」との回答を得た。つまり、政策が先に導入された一方で、その後の利用実態と教育的影響については行政レベルで十分にモニタリングされていない。

以上を踏まえ、本研究は、2019 年に大阪府で実施されたスマホ持ち込み規制の緩和

を準自然実験として活用し、大規模個票パネルデータにより小中学生のスクリーンタイムの外生的変化を測定するとともに、人的資本形成（認知・非認知）に及ぼす因果効果を明らかにし、教育現場と政策設計に資する知見の提供を目的とする。

第3章 先行研究及び本稿の位置づけ

本研究は、スクリーンタイムが小中学生の人的資本形成に与える因果効果を明らかにすることを目的としている。そこで、関連する先行研究を①人的資本が小中学生の学業成績と就業、賃金に与える影響に関する研究、②スクリーンタイムの増加が小中学生の人的資本に与える影響に関する研究の二つに大別し紹介する。

第1節 人的資本が小中学生の学業成績・就業・賃金に与える影響に関する研究

本項では、人的資本が小中学生の学業成績、就業、賃金に与える影響について検討する。

まず、学業達成に対する影響として、Duncan et al.(2007)は、6つの公表パネルデータを用いたメタ分析を通じて、学校に入る時の数学能力および読解能力が、その後の小学校段階の学力達成に寄与することを明らかにした¹⁴。一方で、Duckworth and Seligman(2005)は、アメリカ北東部の都市にあるマグネット校に通う中学生を対象として、期末成績や高校進学の可能性に対して、自己制御力がIQよりも2倍以上相関性を持つことを示している。また、Burks et al.(2015)も非認知能力の一つである誠実性スコアの向上は卒業可能性との強い関連性を明らかにした。具体的には、同指標のスコアが1標準偏差上昇すると、大学卒業率は約3~7倍高まると示されている。

¹⁴ Duncan(2007)では、6つの縦断的パネルデータが用いられる。ECLS-K(1998~1999年に米国で就学した子どもを対象とした全国調査)、NLSY(1979年に14~21歳だった者を対象にした全米追跡調査)、NICHD SECCYD(1991年生まれの子どもを米国10都市で追跡)、IHDP(1985年に実施された低出生体重児への介入実験)、MLEPS(カナダ・モントリオールの就学前児童の発達調査)、BCS(British Cohort Study)(1970年に英国で生まれた子どもを対象とする全国縦断調査)

次に、人的資本と就業に関する研究として、Heckman and Kautz(2012)は NLSY79 パネルデータを用いて、GED 取得者は IQ（認知能力）が高くても、誠実性や自制心といった非認知能力が乏しい場合、高校卒業者に比べて就業の安定性や継続性が低いことを明らかにした¹⁵。また、近年では日本経済団体連合会(2018)の新卒採用調査の中に、企業が重視する能力として「コミュニケーション能力」や「協調性」などの非認知能力が認知能力以上に重視される傾向が明らかとなった。さらに、Deming(2017)の研究により、交渉力・説得力などの社会スキル（非認知能力）がフルタイム就業に与える影響について実証的に検証しており、特に 2000 年代の若年層においてその重要性が増していると述べた¹⁶。

さらに、人的資本と賃金に関する研究であるが、認知、非認知能力によって形成される人的資本は人々の将来所得に対しても重大な影響を及ぼすことが明らかとなっている。例えば、Heckman et al.(2006)は人的資本が賃金に与える影響を明らかにするために、認知能力・非認知能力を推定する構造的潜在因子モデルを構築した¹⁷。その上で、NLSY79（National Longitudinal Survey of Youth 1979）データを用い、認知能力が 1 標準偏差上昇した場合、賃金が平均 9.7% 上げられる一方、非認知能力は賃金を 11.2% 上昇させることを示した。また、Hanushek and Woessmann (2008)は PISA や TIMSS などの国際的な学力テストで測定される認知能力の水準を比較し、教育年数の延長よりも認知能力の方が一人当たり GDP の成長にとって決定的な要素であることを明らかにした。そのほかにも、Lazear(2004)、Mulligan(1999)、Murnane et al.(2000)などの多くの研究が、高校段階の数学的認知能力が 1 標準偏差上がると、年収が平均で 12% 程度増加するという結果が示されていた。

以上のように、人的資本の育成は青少年の学業成績や将来の就職機会、ひいては将来所得にも大きな影響を与えることが多くの研究で明らかにされている。

¹⁵ GED とは、高校卒業試験の以外に、高校卒業と同等の「一般的な知識」を有していることを証明できる学力達成テストである。高校の中退者はこういう試験を受けることで、社会的に高校卒業と認定される

¹⁶Deming (2017) の実証分析によると、社会的スキルが 1 標準偏差高まると、フルタイム就業の確率は NLSY79 世代では約 0.7 ポイント、NLSY97 世代では約 3.0 ポイント上昇することが示されている（それぞれ $p=0.006$ 、 $p<0.001$ ）。

¹⁷ 構造的潜在因子モデルとは、観測されるテストスコアの背後にある認知・非認知能力を低次元の潜在因子として統計的に識別し、これらが教育選択・賃金・就業・職業・行動などの結果変数に共通して影響を与えるという構造を仮定するモデルである。

第2節 スマホのスクリーンタイムが人的資本に与える影響に関する影響

本節は、スクリーンタイムが青少年の人的資本に与える影響に関する研究を紹介する。これらの先行研究は表1にまとめている。まず、認知能力に与える影響について、Junco(2012)は米国公立大学生 1839 人を対象とした調査研究により、Facebook の利用が学業成績に負の影響を与えていることを明らかにした。Beland and Murphy(2016)はイギリス国内の 91 校を対象とした DID 分析を通じて、スマホ持込禁止政策の導入が学生の学業成績を向上させることを明らかにした。また、Moon et al.(2019)および Van Den Heuvel et al.(2019)の研究はスクリーンタイムが増加することにより、幼児期における後天的な言語能力の発達遅延リスクが高まる可能性が指摘されている。さらに、(Feng et al., 2025)は中国の中学生 17150 人を対象としたクロスセクション調査を通じて、スクリーンタイムと学業成績との間にある負の相関関係を明らかにした。

しかし、SNS の利用はポジティブな効果があると主張する研究も存在する。例えば Kabilan et al.(2010)はマレーシアの USM 大学におけるアンケート調査を通じて、Facebook は学生の英語力を向上させることを示している。また、Junco(2012)はアメリカの大学生 125 人を対象にした無作為対照実験 (RCT) で、教育目的で Twitter の利用が授業へのエンゲージメントを高め、学業成績を向上させる効果があることを示している。

次に、非認知能力への負の影響を主張する研究を挙げる。Twenge and Campbell(2018)はアメリカの青少年約 4 万人を対象とした調査を通じて、1 日 1 時間を超えるスクリーンタイムが自己制御力、好奇心、情緒安定性、集中力といった非認知能力の低下と関連していることを報告している。特に、スクリーンタイムが持つ負の影響は中高生層において顕著である。また、Kim et al.(2020)は、アメリカの青少年を対象としたクロスセクション調査を通じて、1 日あたり 4 時間以上の受動的スクリーンタイムを報告した青少年は、2 時間未満の青少年に比べて社交不安障害・うつ病などのリスクを約 3 倍高まることを示した¹⁸。次に、Lawrence et al.(2020)は、2 歳～4 歳未満の幼児を対象とした研究において、モバイル端末 (スマホ・タブレット

¹⁸Kim2020 年の研究により、受動的スクリーンタイムが過去 7 日間で 1 日平均何時間テレビ、映画、ビデオを見ていたかで測定される。

のスクリーンタイム)と自己制御能力との関連を検証した。その結果、週あたりのモバイル端末の利用時間が長い子どもほど、自己制御能力が有意に低いことが明らかとなっている。さらに、Tsitsika et al.(2014)の研究は、SNSの使用増加が学業成績に対して負の影響を及ぼすことを示した上で、若年層では、抑うつ・引きこもり傾向といった内在化問題にも影響を与えることを示唆した。最後に、Ozimek and Bierhoff(2020)の研究では、Facebookの受動的利用が自尊心の低下および抑うつ傾向の増大に関連していることが示された¹⁹。

しかし、非認知能力に対するポジティブな影響も多くの研究で指摘される。例えば、Alloway and Alloway(2012)の研究はFacebookやYouTubeにある特定の行動がワーキングメモリの成績と有意に関連しており、個人的な情報を共有しやすい設計があることで、FacebookがTwitterとYouTubeよりもユーザーの社会連帯感に強く影響を及ぼす可能性があることを示唆している²⁰。また、Khoo et al.(2024)は大学生221人を対象とした7日間の実験を通じて、Instagramにおける自己プロフィールの閲覧により、自己概念の明確性を高め、自尊心を向上させることを示した²¹。

¹⁹ Facebookの受動的利用とは、Facebook Activity Questionnaire (FAQ)のWatching尺度で測定される。その中に典型的な例は「I'm looking at other's relationship status (他者の交際状況を見ている)」が含まれる。すなわち、他者の投稿やプロフィールを閲覧するなど、情報の受動的な閲覧行動を指す。

²⁰ Ozimek P, 2020の研究において、特定の行動とはFacebookにおける「友人のステータス更新をチェックすること」や、YouTubeにおける「友人に動画を勧めること」「動画を視聴すること」が挙げられる。また、ワーキングメモリとは、認知能力の一つであり、効果的に注意資源を配分することができる能力を指す。

²¹ 自己概念の明確性 (self-concept clarity) とは、自分に対する理解度を示す概念である。高い明確性は心理的安定や自尊心の向上と関連する。

表1 スマホのスクリーンタイムの影響に関する先行研究

筆者名・年度	分析の目的	分析の結果	良し悪し	データソース
▼認知能力の研究				
Kabilan, 2010	Facebookが大学生にとって英語学習支援に有効か	学生はFacebookを英語向上に有用なツールと認識していた	○ポジティブ	マレーシア・USM大学の学部生300名を対象とした質問紙調査
Junco, 2011	教育現場でTwitter活用は大学生の学習に与える影響	Twitter教育的での活用は授業エンゲージメント・成績を高める	○ポジティブ	米国の大学における1年生125名を対象とした実験研究
Junco, 2012	SNSの利用は学業成績（GPA）に与える影響	Facebookに費やす時間が長いほど、全体的な学業成績は低下する	Xネガティブ	米国の大学生1839名を対象とした調査データ
Beland, 2016	携帯電話の使用禁止が学生の成績に与える影響	携帯電話の使用禁止は学生の成績を上昇させる効果がある	Xネガティブ	英国NPD（2001～2011年）+著者実施の学校調査（2013年）
Heuvel M, 2019	18か月幼児に対してモバイルメディア機器の利用がコミュニケーションに与える影響	モバイルメディアの利用時間が長いほど、言語遅延リスクが高くなる	Xネガティブ	TarGet Kids! 1018か月児893名を対象とした調査データ
Moon JH, 2019	スマートフォンやタブレットなどのスマートデバイス使用が幼児の発達・言語力に与える影響	3歳児ではスマートデバイス使用が言語発達に負の影響を示した	Xネガティブ	韓国の幼稚園児117名（3～5歳）を対象とした横断研究
Feng et al., 2025	スマホのスクリーンタイムが学業成績に与える影響	スマホのスクリーンタイムが長くほど、学生の成績が悪くなる	Xネガティブ	中国の中学生17150名を対象として調査
▼非認知能力の研究				
Alloway, 2012	SNS利用が認知能力および社会的能力に与える影響	FacebookやYouTubeの特定行動パターンは自己認識・社会性に有意関連	○ポジティブ	英国大学生284名を対象としたオンライン調査（2010～2011年）
Tsitsika, 2014	SNS利用時間の長さが学業成績や能力に与える影響	SNSを2時間以上利用する学生は、学業成績の低下・抑うつ・引きこもり傾向	Xネガティブ	「欧州併合」10か国の少年を対象とした調査（n=13,284）
Twenge, 2018	スクリーンタイムと心理ウェルビーイングの関係	1日1時間超のスクリーンタイムは自己制御・好奇心・幸福感の低下と関連	Xネガティブ	米国の子どもの健康調査「NSCH」2016, n=44,743
Ozimek P, 2020	(social comparative SNS use)が自尊心や抑うつに与える影響	Facebookの受動的利用が自尊心の低下および抑うつ傾向に関連していると示された	Xネガティブ	ドイツの大学生を対象としたネット調査データ（N=809,56）
Lawrence et al, 2020	モバイル使用と幼児の自己制御の関係	使用時間が長いほど行動調整の自己制御スコアが有意に低下	Xネガティブ	米国カリフォルニア州の幼児対象の実験（n=56）
Kim et al, 2020	スクリーンタイムと気分・不安障害の関係	1日4時間超えスクリーンタイムは、うつ病や不安のリスクを約3倍に高める	Xネガティブ	カナダのOntario Child Health Study（n=2,320）2014年
Khoo, 2024	Instagramプロフィール閲覧が自己概念に与える影響	プロフィール閲覧の回数により、自己認識・自己価値が変化する傾向	○ポジティブ	ロンドンの大学生（n=221）対象とした調査

（筆者作成）

第3節 先行研究の限界と本研究の新規性

これまで概観した先行研究の限界と本研究の新規性は図6と図7にまとめられている。因果推論のアプローチを採用していない先行研究には三点の限界が存在する。第一に、既存研究は認知能力または非認知能力のいずれか一方に限定されており、人的資本を包括的に捉えていない²²。第二、先行研究は主に海外の事例分析に基づいており、日本の教育現場におけるスクリーンタイムが人的資本形成に与える影響を実証的に検討した研究は依然として不足している。第三に、Beland and Murphy(2016)と少数のRCT実験以外の先行研究は、そのほとんどは相関分析や回帰分析に留まり、スクリーンタイムが人的資本に与える影響について、因果推論を用いた厳密な検証が十分に行われていない(Amez and Baert, 2020)。第四に、スクリーンタイムの学業成績に与える影響のメカニズムがまだ解明されていない。

因果推論を試みた先行研究にも課題が残る。たとえば、Beland and Murphy(2016)は中学生個人のスマホ保有状況を把握しておらず、持ち込み禁止校とそうでない校の平均成績を比較するにとどまるため、政策効果を誤って推計している恐れがある。また、スクリーンタイムが認知能力・非認知能力に与える影響のメカニズムも解明されていない。更に、Junco(2012)およびKhoo et al.(2024)のRCTでは、サンプル数が限られている上、参加者が同一大学の学生に限定されている²³。そのため外的妥当性に制約があり、得られた知見の他地域への適用には慎重さが求められる。

これに対し本研究では2019年に大阪府の小中学校で実施された「スマホ持込解禁政策」を準自然実験とし、同政策が小中学生のスクリーンタイム、および人的資本(認知能力・非認知能力)に及ぼす因果効果を定量的に検証することを行う。詳細は次節で述べるが、本研究の新規性は四点に要約される。第一に、これまでの人的資本に関する研究を踏まえつつ、本研究では人的資本を認知能力と非認知能力の双方から捉える点である。第二に、本研究は、スマホ持込規制の緩和を準自然実験として捉え、DIDおよびIVを組み合わせることで、スクリーンタイムの外生的な変化が人的資本に与える因果効果より厳密に推定している点である。第三に、本研究では、スクリーンタイムが学業成績に与える影響のメカニズムに着目し、自学時間と睡眠時間といった媒

²² 第1章でも述べたように、労働経済学では人的資本は「認知能力」と「非認知能力」で構成されるとしている。

²³ [Junco, 2011]および[Khoo, 2024]の研究ではそれぞれのサンプル数は125人と221人であり、同じ学校を対象にしたことも確認した。

介変数を導入することで、メカニズムを検証している。第四に、日本の教育現場における制度的変化に活かし、日本の制度背景を踏まえた実証分析を行っている。

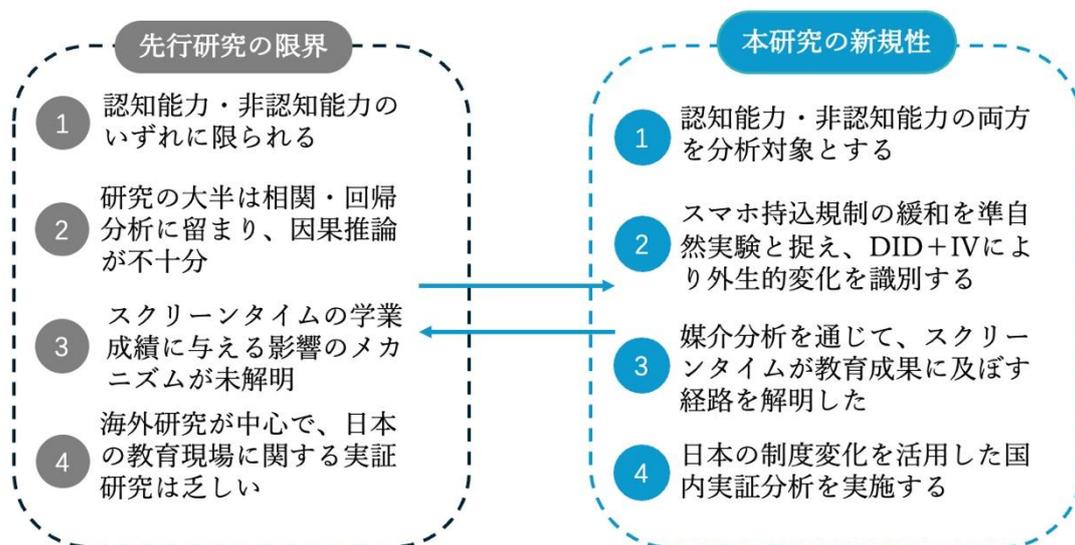


図 6 先行研究の限界と本研究の新規性 筆者作成

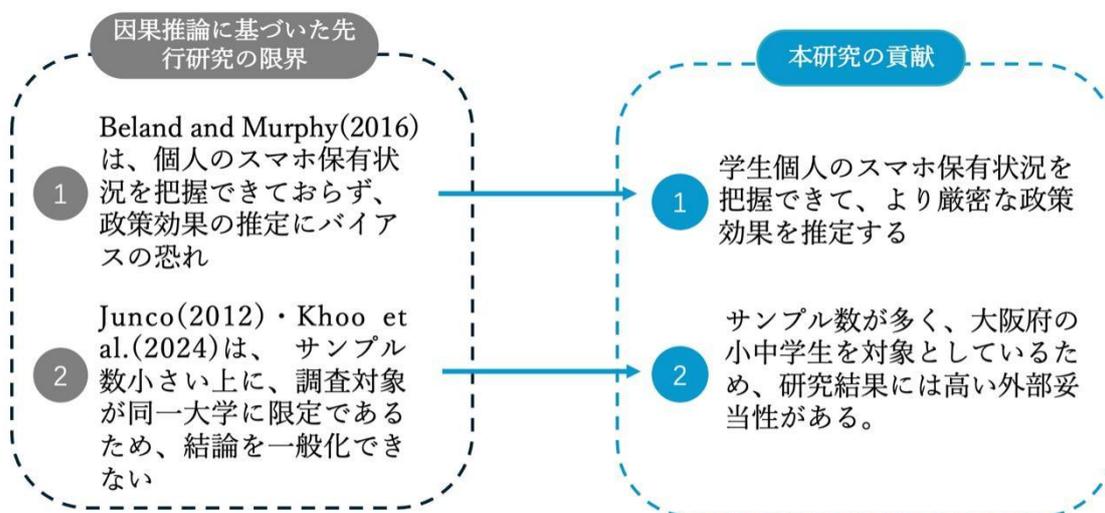


図 7 因果推論に基づく先行研究の限界と本研究の貢献

筆者作成

第 4 章 実証分析

第 1 節 分析の目的と検証仮説

第 1 項 分析の目的

本研究では、2019 年に大阪府で実施されたスマホ持込解禁政策を外生的なショックとみなし、スクリーンタイムが小中学生の人的資本（認知能力・非認知能力）に与える因果的影響を分析する。

第 2 項 検証仮説

実証分析では以下の検証仮説を設定する。

- 仮説 I：大阪府で実施されたスマホ持込解禁政策は大阪府の小中学生のスクリーンタイムを有意に増加させる。
大阪府では、災害発生時における小中学生とうまく連絡を取れることを目的として、従来禁止されていたスマホ持込規制を緩和した。具体的には、小中学校において、登下校時しかスマホを使用できない方針が導入されたものである。しかし、こうした規制緩和により、家庭や放課後など学校外でのスマホ利用機会が拡大し、結果として小中学生全体の平均スクリーンタイムが増加した可能性がある。従って、本政策は小中学生のスクリーンタイムに対して「正の影響」をもたらすと考えられる。
- 仮説 II：スクリーンタイムの増加は、小中学生の認知能力（学力）に負の影響を与える。
先行研究では、過度なスマホ利用が集中力の低下や学習時間の減少をもたらし、テスト得点や学習成果を下げる傾向が指摘されている。また、SNS やゲーム時間の増加は、学習に関する活動への時間を配分しにくいことから、認知能力に悪影響を及ぼすと考えられる。
- 仮説 III：スクリーンタイムの増加は、小中学生の非認知能力にも負の影響を与え

る。

仮説 II と同様にして、スクリーンタイムの増加に伴い、小中学生の対人コミュニケーションの減少、自己管理能力の低下を引き起こすこと可能性がある。よって、スクリーンタイムが増加するほど、非認知能力の得点は低下すると考えられる。

第2節 分析手法とデータ

第1項 分析手法

前節の仮説を検証するため、以下の手順を踏まえて、分析を行う。スクリーンタイムと人的資本の因果関係を分析するに当たっては、観測できない共通要因が内生性バイアスを生じさせる可能性に注意が必要である。例えば、小中学生の学習意欲は、観測が困難な変数である上に、学業成績とスクリーンタイムの双方に影響を与えるため、両者の因果関係に対する識別を阻害する恐れがある。

こうした内生性の問題を克服するため、本研究では差の差法(Differencing-in-Differences: DID)と操作変数法(Instrumental Variables: IV)を組み合わせた分析手法を採用する。具体的な分析手順は図8に示している。まず、分析IでDIDモデルにより政策導入前後の大阪府(処置群)と他地域(対照群)の差の差を推定し、政策がスクリーンタイムに与えた平均的な影響を捉える。DIDを用いることで、政策導入に伴う外生的変化を利用し、処置群と対照群に共通する時間的ショックや地域固有の要因を統制した上で、政策効果を識別できる。こうしたベースライン分析Iに加えて、分析IIおよび分析IIIでは、政策のDID変数を操作変数として二段階最小二乗法(2SLS)を適用し、スクリーンタイムが認知能力(分析II)や非認知能力(分析III)に与える因果効果を推定する²⁴。

²⁴ DID変数 = $Post_t * Treat_t$ 。 $Post_t$ は2019年以後であれば1を取るダミー、 $Treat_t$ は大阪府で居住している小中学生であれば1を取るダミーを表している。

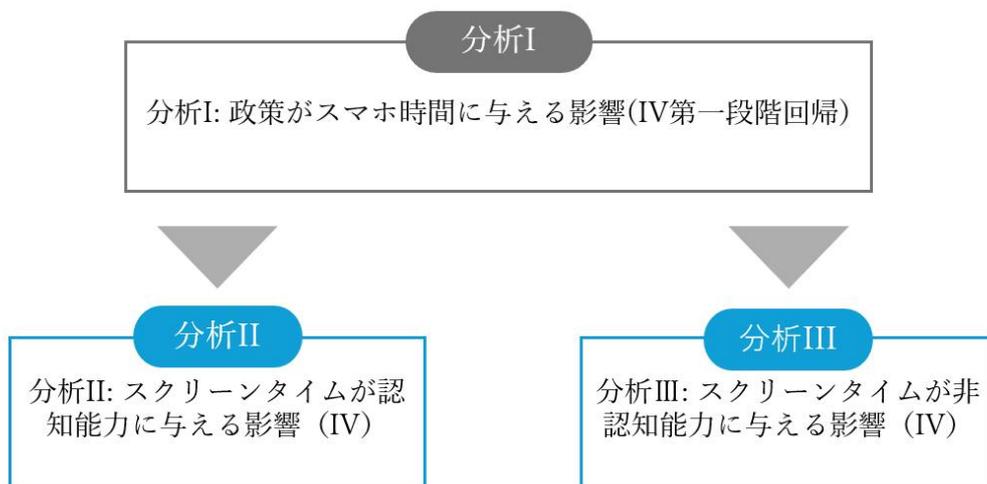


図 8 本研究の分析構成

なお、第 1 章でも述べたように、大阪府におけるスマホ持込解禁政策の DID 変数は、操作変数としての妥当性を有すると考えられる。まず、相関性の観点では、本政策の実施により、大阪府の小中学生のスクリーンタイムが有意に増加したことが分析 I において確認できる。

次に、除外制約の仮定に関して、第一章第二節で示されたように、本政策は教育的意図によるものではなく、大阪北部の震災に起因する²⁵。また、この政策は小中学生の認知能力や非認知能力に対して、スクリーンタイムの変化を通じてのみ影響を与えると考えられる。以上より、本政策は操作変数としての要件を十分に満たしていると評価できる。

さらに、小中学生個人に固有な観測不能な特性（例えば、学習意欲、家庭内の教育環境や親の学歴）を取り除くために個体固定効果を年度ごとの地域共通要因（例えば学習指導要領の改訂や新型コロナウイルス感染症の影響）を取り除くために年固定効果を導入する。

第 2 項 データ

²⁵ 除外制約の仮定について、この政策は教育政策的意図によるものではなく、大阪北部地震を契機とした措置であることから、小中学生の認知能力および非認知能力に対してはスクリーンタイムの変化を通じてのみ影響を及ぼすと考えられる。したがって、本政策はアウトカムに対して他の直接的経路を持たないものとみなし、操作変数としての要件を満たす。

本研究の分析は、ベネッセ教育総合研究所が 2015 年から 2021 年までに渡って実施した「子どもの生活と学びに関する親子調査」の個表パネルデータを用いる²⁶(ベネッセ教育総合研究所, 2015-2021)。同調査は、小学 1 年生から高校 3 年生までの小中学生とその保護者を対象としており、小中学生の学習活動やスマホ等の利用状況に加え、保護者の教育方針、家庭環境、価値観など、多岐にわたる情報を収集している。しかし、小学 1～3 年生について成績データが欠落するため、本研究では小 4 から中 3 までの小中学生を分析対象とする。

分析で使用する変数の定義を表 2 に、記述統計を表 3 に示す。表 3 からわかるように、週あたりのスクリーンタイムについて、政策導入前の大阪府の平均(約 297.36 分)は他県(約 219.58 分)と比較してやや高い水準にあった。政策導入後、大阪府平均は約 539.40 分に増加し、他県との差が大幅に拡大している。その一方で、政策導入前後を問わず、大阪府と他地域における小中学生の特徴を表す変数の平均は有意な差がない。これは、大阪府の小中学生と他地域小中学生の類似性を表しており、これから行う DID 分析の平行トレンド仮定の成立を裏付けるエビデンスとなる。

さらに、本研究で用いる非認知能力の変数は、OECD(2021)が提唱する非認知能力の枠組みに基づいている。OECD は非認知能力を「感情の調整、対人関係の構築、目標達成に向けた自律的行動を支える心理的特性」と定義し、主に四つの領域に整理している。すなわち、感情調整(Emotional regulation)、社会性(Cooperation/Empathy)、目標志向性・自己統制(Task performance/Self-regulation)、および好奇心・経験への開放性(Open-mindedness)である。本研究では、「子どもの生活と学びに関する親子調査」から、これらの枠組みに対応する非認知能力指標を抽出している。具体的には、挑戦性および関心性は「好奇心・経験への開放性」に、自立性は「目標志向性・自己統制」に、配慮性および協調性は「社会性」に、楽観性は「感情調整」に、それぞれ対応する尺度として位置づけられる。

表 2 変数の出典と定義

変数名	変数の定義/アンケートによる回答
進学重視	できるだけいい大学に入れるように成績をあげてほしい
月教育投入額	家庭の教育費：お子様全員の合計金額
成績関心度	学校：テストの成績が気になる

²⁶ 本研究で用いたアンバランスパネルデータの観測数について、2015 年度：13853 人、2016 年度：14200 人、2017 年度：14610 人、2018 年度：14874 人、2019 年度：12469 人、2020 年度：12910 人、2021 年度：13059 人。

通塾頻度	学習塾：週あたりの回数
登校動機_交友	学校：友だちと過ごすのが楽しい
挑戦性	難しいことや新しいことにいつも挑戦したい
楽観性	たいしてのことは何とかなると思う
協調性	自分：その場の空気を読んで行動する
配慮性	周りのことを考えて自分の気持ちを表現する
関心性	社会の出来事やニュースに関心が強い
自立性	自分でできることは自分でする
スクリーンタイム	携帯電話やスマホを使う（分間）
算数	算数成績(5段階評価)
英語	英語成績(5段階評価)
国語	国語成績(5段階評価)
成績	(算数+外国語+国語) ÷ 3
高学力層	2018年の成績平均値が4より大きい小中学生
低学力層	2018年の成績平均値が3より小さい小中学生
自学時間	「学校の宿題に取り込む時間」と「宿題以外の自主的な勉強時間」の合計
睡眠時間	起床時刻から就寝時刻を差し引いた時間
小中学生	中学生であるかどうか

表3 記述統計量

大阪府／政策前			他地域／政策前		
変数	Mean	SD	変数	Mean	SD
スクリーンタイム	297.361	469.263	スクリーンタイム	219.579	403.77
国語	3.516	1.128	国語	3.49	1.135
算数	3.653	1.174	算数	3.594	1.213
英語	3.439	1.337	英語	3.494	1.322
高学力層	0.694	0.461	高学力層	0.657	0.475
成績関心性	1.685	0.832	成績関心性	1.743	0.864
進学重視	2.109	0.859	進学重視	2.183	0.836
通塾頻度	5.187	2.865	通塾頻度	5.622	2.892
登校動機	1.389	0.635	登校動機	1.367	0.615
月教育投入額	4.763	2.162	月教育投入額	4.453	2.192
自立性	1.842	0.681	自立性	1.832	0.68

配慮性	2.222	0.789	配慮性	2.168	0.788
協調性	2.01	0.791	協調性	1.959	0.793
挑戦性	2.238	0.906	挑戦性	2.199	0.884
楽観性	2.023	0.799	楽観性	2.013	0.786
関心性	2.598	0.94	関心性	2.574	0.92
成績	3.585	1.056	成績	3.548	1.071
睡眠時間	482.846	57.638	睡眠時間	476.484	56.9
自学時間	70.377	55.758	自学時間	79.439	59.92
N		1885	N		27019
大阪府／政策後			他地域／政策後		
変数	Mean	SD	変数	Mean	SD
スクリーンタイム	539.398	583.331	スクリーンタイム	322.272	481.21
国語	3.576	1.098	国語	3.48	1.116
算数	3.721	1.101	算数	3.594	1.19
英語	3.577	1.183	英語	3.52	1.231
高学力層	0.606	0.489	高学力層	0.741	0.438
成績関心度	1.731	0.872	成績関心度	1.804	0.902
進学重視	2.141	0.863	進学重視	2.255	0.861
通塾頻度	5.03	2.804	通塾頻度	5.668	2.879
登校動機	1.404	0.662	登校動機	1.341	0.605
月教育投入額	4.925	2.251	月教育投入額	4.587	2.241
自立性	1.722	0.695	自立性	1.738	0.686
配慮性	2.206	0.798	配慮性	2.213	0.787
協調性	1.94	0.779	協調性	1.973	0.805
挑戦性	2.254	0.897	挑戦性	2.22	0.884
楽観性	1.991	0.782	楽観性	2.032	0.795
関心性	2.449	0.929	関心性	2.523	0.912
成績	3.625	0.995	成績	3.535	1.028
睡眠時間	466.597	57.416	睡眠時間	482.392	55.291
自学時間	73.969	65.118	自学時間	77.98	60.471

図9は小中学生属性・学力および家庭背景に関する基礎統計を図示したものである。Panel Aは各学年における男女別の小中学生数分布を表したものである。各学年において男女比は均衡していることがわかる。Panel Bは各学年における総合成績の箱ひ

げ図を示しており、学年間で成績分布の大きな偏りは見られない。Panel C は男女別・教科別の平均成績を比較したものである。算数・国語・英語いずれもの教科においても、男女別の差は小さく、全体として高い異質性がないと確認できる。Panel D は家計所得の分布を表れ、ある特定の所得層への偏りが確認されない。以上より、本研究で用いるデータは性別・学年・家庭所得においてバランスを取れたサンプル構成と言える。

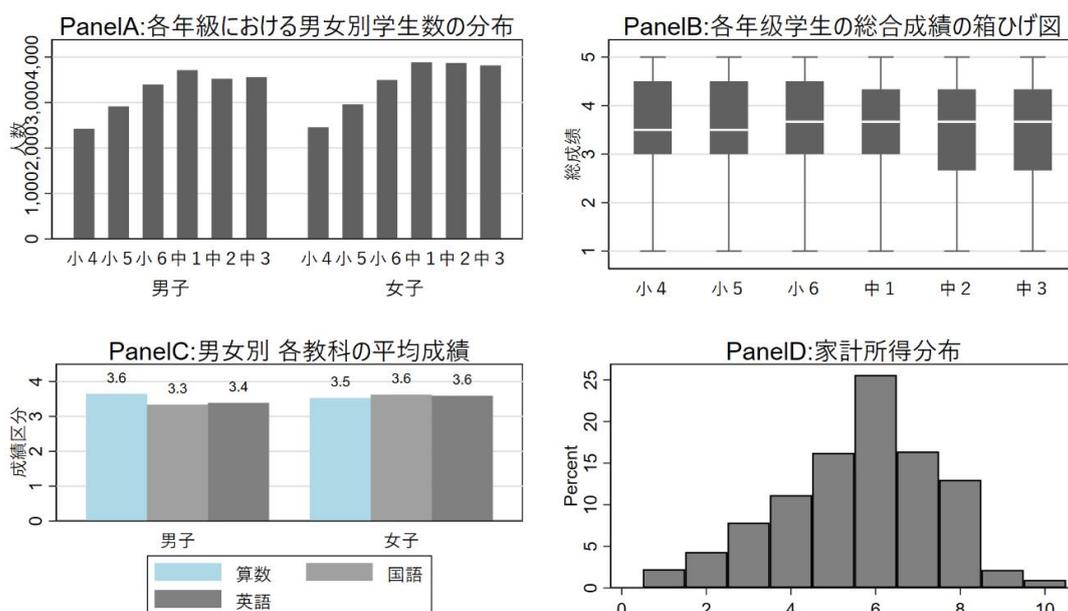


図9 小中学生属性・学力および家庭背景に関する集計

注: Panel D の横軸における数値 (1~10) は以下の所得区分を示している。1=200万円未満、2=200~300万円未満、3=300~400万円未満、4=400~500万円未満、5=500~600万円未満、6=600~800万円未満、7=800~1000万円未満、8=1000~1500万円未満、9=1500~2000万円未満、10=2000万円以上。

第3項 政策導入前後のデータ

本項では、スマホ持込解禁政策が小中学生のスクリーンタイムに及ぼす影響を直観的に示すため、政策導入前後における大阪府の小中学生(処置群)と他地域の小中学生(対照群)のスクリーンタイムをグラフにより比較する。

図 10 は政策導入前の 2017 年と導入後の 2020 年における両地域のスクリーンタイム分布を比較したものである。まず、2017 年時点では大阪府と他地域のスクリーンタイム分布に大きな差は見られず、両地域ともに週 7 時間未満の利用にとどまる小中学生が多数を占めていた。これに対して、政策導入後の 2020 年には大阪府において週 7 時間以上の小中学生の割合が明確に増加しており、特に週 21 時間以上の長時間使用者の割合が顕著に増えている。一方、他地域における分布の変化は小さい。更に、大阪府ではスクリーンタイムが 0 時間である小中学生の割合が減少しており、これは政策導入をきっかけに一部の保護者が小中学生にスマホを購入した可能性を示唆している。

図 11 は、2015 年を基準値(100)とした平均スクリーンタイムの推移を示している。大阪府における小中学生のスクリーンタイムは一貫して増加傾向を示しており、特に 2019 年の政策実施を境に他地域との差異が急速に拡大していることを確認できる。

以上の結果は、大阪府で実施された政策変更が小中学生のスマホ利用行動に対して有意な影響を与えた可能性を示唆しており、我々が実証する因果推論のモチベーションを裏付けるエビデンスとなる。

スマホ使用時間の分布変化：2017 vs 2020

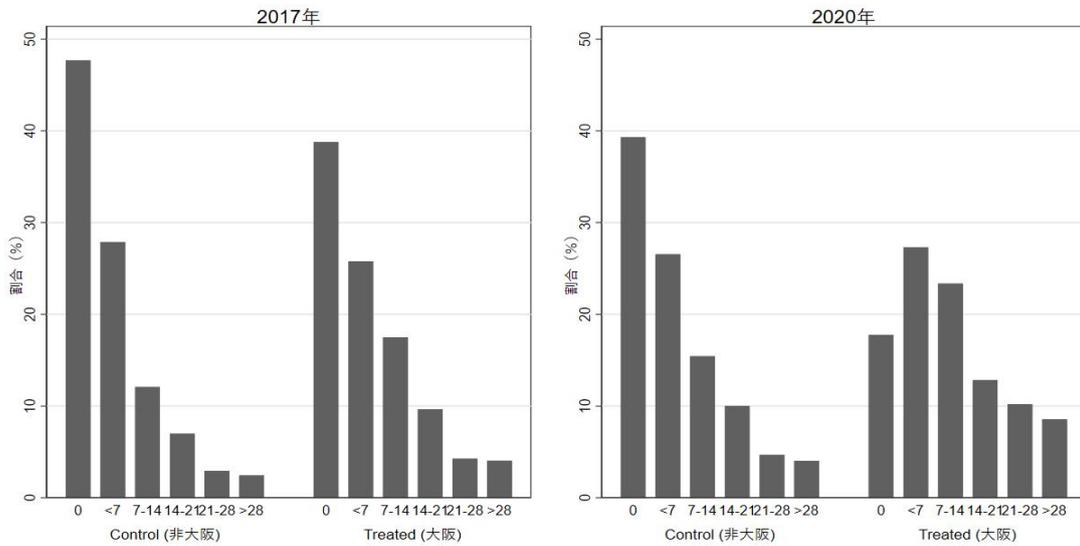


図 10 政策前後のスクリーンタイム分布の比較

注：横軸は学生の 1 週間あたりスマホ使用時間（時間）を示す（例：「7-14」は週あたり 7 時間以上 14 時間未満の使用）。

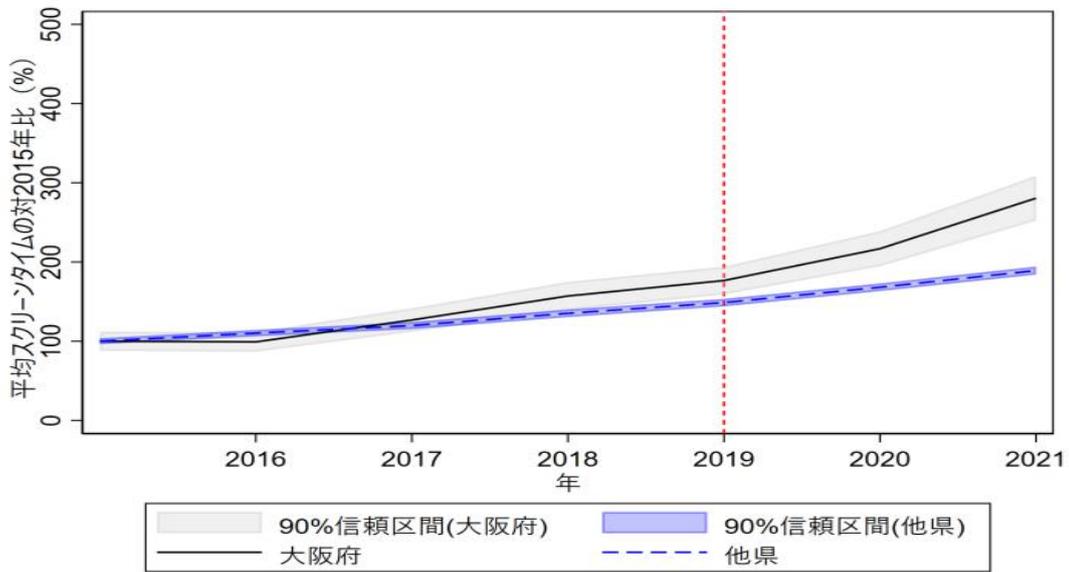


図 11 平均スクリーンタイムの推移：大阪府 vs 他地域（2015 年=100）

第3節 分析 I：政策がスマホのスクリーンタイムに与える影響

第1項 分析 I の手法とモデル

分析 I では、DID 分析を用いて、政策導入前後における大阪府（処置群）と他地域（対照群）の小中学校のスクリーンタイムの差の変化を比較する。その際、以下の DID 固定効果モデルを推計する。

モデル 1:

$$T_{it} = \alpha + \beta (Post_t \times Treat_i) + \gamma X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

被説明変数である T_{it} は、小中学生 i が t 年度における週あたりのスクリーンタイム（分）である。政策変数は $Post_t \times Treat_i$ で構築される。ここで、 $Post_t$ は 2019 年以降の年であれば 1、それ以前であれば 0 となるダミー変数であり、 $Treat_i$ は大阪府に居住している小中学生であれば 1、他地域であれば 0 となるダミー変数である。したがって、交差項 $Post_t \times Treat_i$ は、政策が実施された後の大阪府小中学生に該当する場合に 1 となり、それ以外では 0 となる。係数 β はこの政策の平均処置効果を示すものである。 X_{it} は、進学重視、成績関心度、月教育投入額、通塾頻度、登校動機など、スマホ利用に関連する要因を含むコントロール変数のベクトルである。さらに、 μ_i は個人固定効果、 λ_t は時間固定効果、 ε_{it} は誤差項を表している。続いて、効果の異質性を取り込んで、次のモデル 2 も推定する。

モデル 2:

$$T_{it} = \alpha + \beta_1 (Post_t \times Treat_i \times I_i) + \beta_2 [Post_t \times Treat_i \times (1 - I_i)] + \gamma X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

この中で、 I_i はサンプルを区分する指示変数である。 β_1 はの $I_i = 1$ の小中学生の平均処置効果、 β_2 はの $I_i = 0$ の小中学生の平均処置効果である。政策効果の異質性を検証するため、政策導入前の学業成績、スマホの所有状況、および学年に基づいてサンプルを区分している。また、2020 年以降に生じたコロナ禍や学習指導要領の改訂などの外的要因の影響を排除するため、2019 年以前のデータのみを用いた分析も行う。

第2項 分析 I の推定結果

表4には、2019年に大阪府が実施したスマホ持込解禁政策が小中学生のスクリーンタイムに与えた影響を検証するため、差の差法（Difference-in-Differences, DID）に基づく推定結果を掲載されている。

政策の平均効果と潜在的な異質性を分析するため、本研究では5つの回帰グループを設定した。

第1列では、政策が及ぼした平均的な影響を推定する。基準回帰の推定結果（列1）に示すように、DID係数は85.63で正に有意である。個人固定効果と時間固定効果をコントロールした結果で、スマホ解禁政策を実施することによって小中学生のスマホ使用行為が著しく変化し、大阪府の週平均スクリーンタイムは対照地域に比べて約85.63分（約12.23分/日）増加したと見られる。

第2列では、2018年時点（政策導入前）の学業成績を基準としてサンプルを高学力層と低学力層に分類し、元々の学習能力の違いによる政策効果の異質性を検証した²⁷。学力層別の結果（列2）から、高学力層は週52.78分、低学力層は127.38分の有意な増加が確認された。

第3列では、2018年時点（政策導入前）においてスマホの所持有無に基づいてサンプルを分けた。これは、政策実施後に一部の小中学生が新たにスマホを購入する可能性があり、その結果、政策前にスマホを所有していなかった小中学生のスクリーンタイムが、既に所有していた小中学生を上回る可能性があるためである。スマホ所有の有無別（列3）の結果を見ると、元々スマホを保有していた小中学生が週58.58分、保有していなかった小中学生が139.00分増加している。つまり、政策をきっかけに新たにスマホを購入した個人がスクリーンタイムの伸びが大きい傾向を示唆している。

第4列では、小学生と中学生でグループ分けを行った。政策では登下校中のスマホ使用のみを許可しているため、通学時間に差が存在する両グループで、政策のスクリーンタイムに与える影響が異なる可能性がある。実際、小学生のスクリーンタイムが週あたり9.40分増加したのに対し、中学生では105.67分の増加が確認された。この大きな差は、小学生の平均通学時間が約22分と短く、登下校時の利用機会が限られているためだと考えられる。

²⁷2018年の成績に基づきサンプルを分類し、基準年度の成績が4点以上の小中学生を高学力層、4点未満の小中学生を低学力層と定義した。

第 5 列では 2019 年以前のサンプルのみを用いて推定を行った。これは、2020 年以降にコロナ禍や学習指導要領に改訂といったイベントが発生し、小中学生のスマホ使用行動に影響する可能性があるためである。したがって、この期間以降のサンプルを除外することで、他のイベントによる影響を除去できる。回帰結果からみると、同年度以降の他のイベント（Covid-19 や学習指導要領の改訂）が結果に与える影響が小さいことを示唆している。

以上を踏まえると、大阪府で実施された政策が小中学生のスクリーンタイムに著しい変化をもたらしたことが確認された。これらの知見は政策ショックの影響を実証するだけでなく、同政策を外生変数として扱うことで、スクリーンタイムが認知能力・非認知能力に与える影響を識別できるための根拠となる。

表 4 スマホ持込解禁政策がスクリーンタイムに与える影響

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	全体	学力層別	スマホ有無別	小中学生別	2019 以前
did	85.63*** (6.42)				81.84*** (8.10)
DID×高学力		52.78*** (3.79)			
DID×低学力		127.38*** (10.07)			
DID×スマホあり			58.58*** (4.39)		
DID×スマホなし			139.00*** (10.33)		
DID×小学生				9.40** (2.46)	
DID×中学生				105.67*** (6.36)	
進学重視	12.09** (2.61)	12.05** (2.60)	12.10** (2.61)	11.86** (2.55)	6.02 (1.17)
月教育投入額	-7.47*** (-4.54)	-7.48*** (-4.56)	-7.48*** (-4.55)	-7.46*** (-4.52)	-7.82*** (-4.12)
成績関心度	8.15*** (3.31)	8.15*** (3.31)	8.19*** (3.31)	8.09*** (3.31)	8.39** (2.43)

通塾頻度	1.20 (1.00)	1.22 (1.01)	1.16 (0.98)	1.21 (1.01)	-0.21 (-0.17)
登校動機_交 友	13.46** (2.21)	13.36** (2.20)	13.54** (2.22)	13.55** (2.22)	8.08 (1.29)
定数項	250.58*** (16.18)	250.79*** (16.26)	250.57*** (16.19)	251.23*** (16.38)	232.37*** (14.58)
個人固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
時間固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
観測数	29900	29900	29900	29900	23545
F 値	21.91	16021.83	455.52	19.57	11.61

注: 括弧内は都道府県レベルでクラスタ化した標準誤差で計算された t 値を表している。* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

第4節 分析 I の頑健性検証

前項の分析結果の頑健性を検証するため、本研究では補足的にプラセボ検定、イベントスタディ分析および合成 DID(SDID)分析を実施する。プラセボ検定では、ランダムに小中学生を偽の処置群として割り当て、DID 推定を 2000 回繰り返すことを通じて、推計された政策効果が偶然によるものでないことを確認する。そして、イベントスタディにより、政策導入前の処置群と対照群が類似していることを確認し、平行トレンド仮説の妥当性を検証する。最後、SDID を用いた分析も実施する。従来の DID は平行トレンド仮定を前提とするが、現実のデータではその仮定が必ずしも成立するとは限らない。これに対し、SDID は合成コントロール法を組み合わせることで処置群に近い動向を持つ対照群を構築し、処置前のトレンドによるバイアスを抑制できる。

第1項 プラセボ検定

本節では、DID 分析の妥当性を補強するため、プラセボ検定を実施した。具体的には、政策の影響を受けていない対照群からランダムにユニットを選定し、それらを

「偽の処置群」として設定した上で、DID 推定を 2,000 回繰り返し、偽の政策効果の分布を構築した²⁸。

図 12 はその推定結果を示している。灰色のヒストグラムは、ランダムに小中学生を「偽の処置群」として選定し、DID 推定を 2,000 回繰り返した際の「偽の政策効果」の分布を表している。横軸は 1 週間あたりのスクリーンタイム変化量（分）、縦軸は出現頻度を示す。青色の滑らかな曲線はカーネル密度推定による分布の近似である。実際の大阪府の推定係数は 85.63（赤実線）であり、これはプラセボ分布の 99.25 パーセントイルに位置し（右側 p 値=0.0075）、95%信頼区間を超えている。

以上の結果は、大阪府の政策効果がスクリーンタイムの偶然的な変化や他のイベント（コロナ禍・学習指導要領の改訂）によって生じたものではなく、政策導入自体によってもたらされたことを裏付けている。

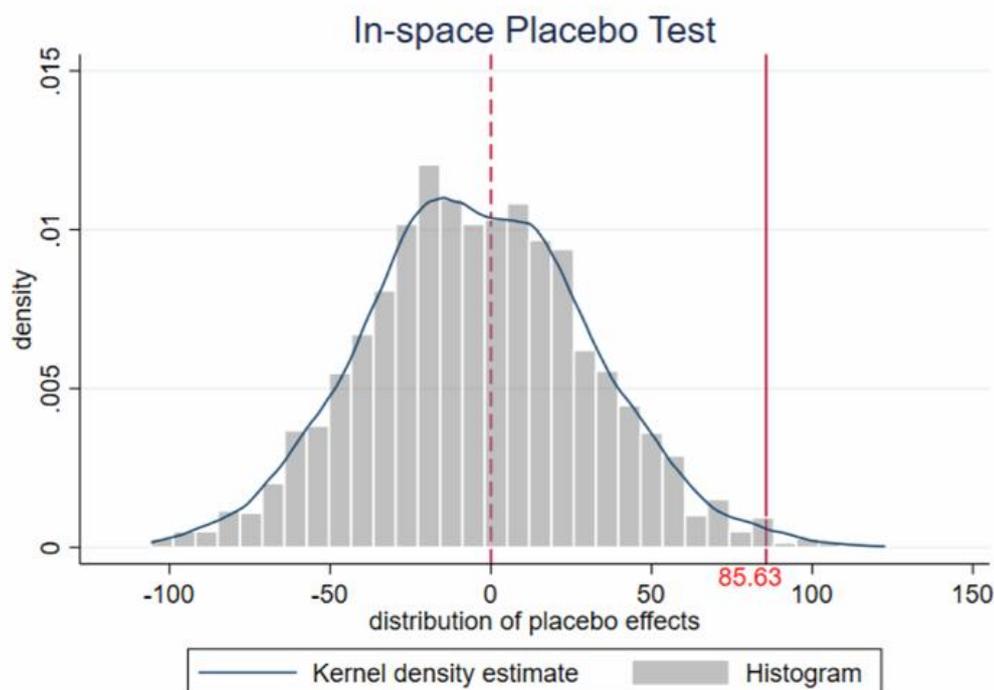


図 12 プラセボ検定の検証結果

第 2 項 平行トレンド検証

²⁸ 「偽の処置群」のサンプル数は処置後の大阪府に在住する小中学生と同じである（923 人）。

本項では、DID 分析の識別仮定となる「平行トレンド仮定 (parallel trends assumption)」を裏付けるエビデンスを提供する。政策導入前における処置群 (大阪府) と対照群 (他地域) 間で、スクリーンタイムの事前トレンドに有意な差がないかを確認するため、以下のモデルを用いて年次ごとの処置効果を推定した：

$$T_{it} = \alpha + \sum_{t \neq 2018} \left[\beta_t^H (Post_t \times Treat_i \times I_i) + \beta_t^L (Post_t \times Treat_i \times (1 - I_i)) \right] + \psi X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

図 13 の平行トレンド検証の結果の通りに、DID による推定結果の信頼性は、イベントスタディの結果からも支持される。

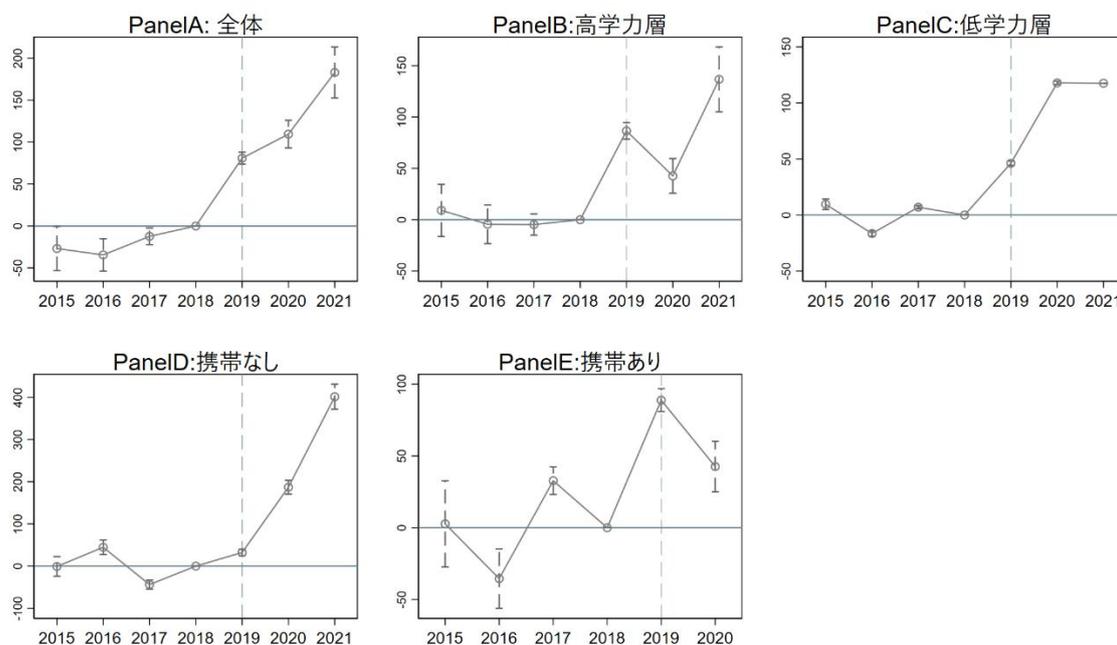


図 13 平行トレンド仮定の検証結果

注：推定には個人固定効果および年度固定効果を含め、さらに「進学重視」「月教育投入額」「成績関心度」「通塾頻度」「登校動機」をコントロールしている。標準誤差は都道府県レベルでクラスタ化されている。縦軸は推定された係数を表す。エラーバーは 90%信頼区間を示す。

第3項 合成 DID による頑健性チェック

図 14 は、合成 DID (SDID) 法(Arkhangelsky et al., 2021)を用いて推定した処置群と合成処置群のスクリーンタイムの推移を示している(具体的な推計方法は付録参照)。赤の実線は処置群(大阪府)、青の破線は他地域アウトカムの加重平均で構成された合成処置群を表す。政策導入前において両系列は極めて近接しており、合成対照群が処置群の動向を良好に再現していることが確認できる。そして、2019年に両者は乖離し始め、政策導入後の数年間でその差は顕著に拡大している。この結果は、2019年の政策導入がスクリーンタイムの増加に対して因果的な影響を及ぼした可能性を強く示唆している。さらに、SDID 推計値の 95%信頼区間は表 5 の基準 DID 推定結果を包含しており、分析 I で得られた結論が頑健であることを確認できる。

表 5 SDID 結果

平均処置効果	標準偏差	P 値	95%信頼区間	
106.05	31.94	0.00	43.45	168.65

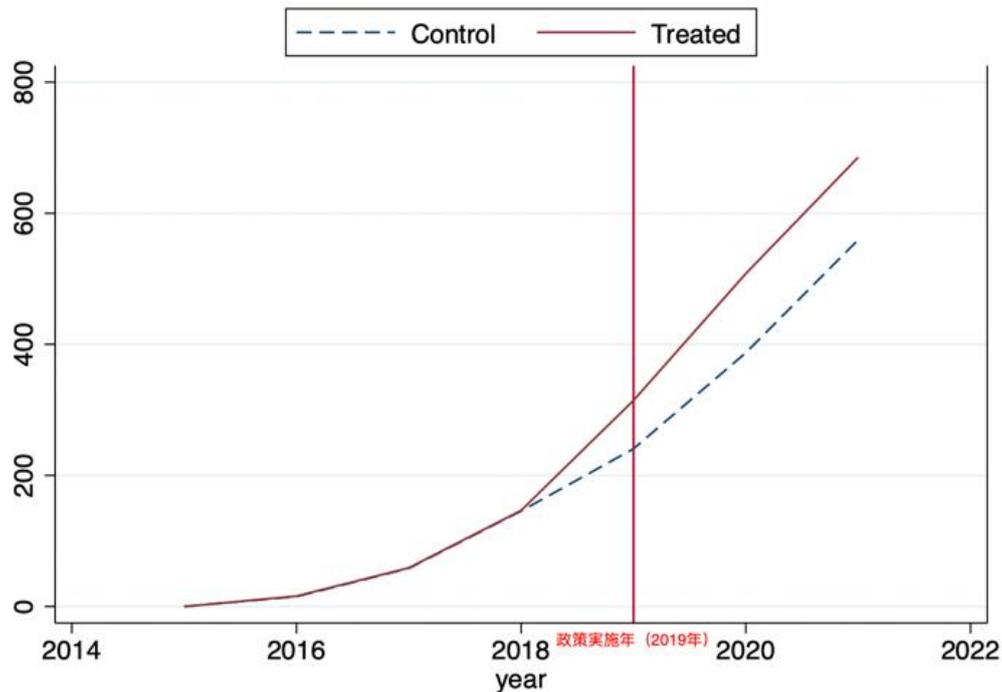


図 14 SDID の検証結果

第 5 節 分析 II：認知能力に与える影響

第 1 項 分析 II の分析手法

本項では、スクリーンタイムが小中学生の認知能力に与える因果効果を検証する。認知能力の指標には、調査における国語・算数・英語の 3 科目の 5 段階自己評価スコア（1～5 の整数値）の平均をとった「成績」を用いる。

具体的には、大阪府の政策 DID 変数を操作変数、スクリーンタイムを説明変数、「成績」を被説明変数とする推計式を 2 段階最小二乗法（2SLS）で推計する。ここで第 1 段階の推計には分析 I のモデルを利用して、スクリーンタイムが小中学生全体の学業成績に与える平均的な因果効果を推定する。なお、第 2 段階の推定は以下の式を用いる。

モデル 1：平均効果モデル

$$grade_{it} = \delta + \omega \widehat{T}_{it} + \delta_x X_{it} + \delta_i + \delta_t + u_{it} \quad (4)$$

ここで $grade_{it}$ は各科目の成績を表す。 \widehat{T}_{it} は政策介入によるスクリーンタイムの外生的な変化を表す。係数 ω はスクリーンタイムが学業成果に及ぼす全体平均的効果（総効果）を示す。 X_{it} はコントロール変数 δ は定数項、 δ_i は個人固定効果、 δ_t は時間固定効果、 u_{it} は誤差項である。

次に、スクリーンタイムによる影響の異質性を検証するため、政策導入前の学業成績、スマホの所有状況、学年などの属性、ならびに 2019 年以前のデータに基づいてサンプルを分割し、学業成績への影響を推定する。分析を行う中で、以下のモデルを利用する。

モデル 2：異質効果モデル

$$TI_{it} \equiv T_{it} \times I_i = \beta_1 DID_{it} \times I_i + \gamma X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}^a \quad (5)$$

$$TN_{it} \equiv T_{it} \times (1 - I_i) = \beta_2 DID_{it} (1 - I_i) + \gamma X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}^b \quad (6)$$

$$grade_{it} = \delta + \omega_1 \widehat{TI}_{it} + \omega_2 \widehat{TN}_{it} + \delta_x X_{it} + \delta_i + \delta_t + u_{it} \quad (7)$$

式(5)と式(6)において、 I_i はサンプルを区分する指示変数であり、 β_1 と β_2 は政策の各グループのスクリーンタイムに対する効果を表す²⁹。 DID_{it} は $Post_t \times Treat_i$ に構成される政策のダミー変数、 X_{it} はコントロール変数である。また、 μ_i と λ_t は個人固定効果および時間固定効果を表し、 ε_{it}^a と ε_{it}^b はそれぞれの式の誤差項である。これにより、政策による外生的なスクリーンタイム変化を識別し、その予測値を式(7)に対する推計で利用する。

式(7)において、 \widehat{TI}_{it} と \widehat{TN}_{it} は、 $I_i = 1$ と $I_i = 0$ の小中学生についての、政策起因のスクリーンタイム外生変化の推定値を示す。 ω_1 はグループ $I_i = 1$ の小中学生に対するスクリーンタイムの平均効果を、 ω_2 はグループ $I_i = 0$ に対する平均効果を表す。また、 δ_i は個人固定効果、 δ_t は時間固定効果であり、 u_{it} は誤差項である。

第2項 分析 II の分析結果

²⁹ サンプルを区分する指示変数とは、例えば「高学力層に属する場合に 1 を取るダミー変数」や「中学生である場合に 1 を取るダミー変数」を指す。

表6はスクリーンタイムが小中学生の「成績」指標に及ぼす影響を示している。(列1)はベンチマークであるモデル1の結果である。スクリーンタイムの係数は-0.00036で1%有意であり、週1時間に換算すると、平均成績より約0.6%低下することになる³⁰。つまり、スクリーンタイムの増加により小中学生の学業成績は全体として悪化する傾向にある。

学力別分析(列2)では、高学力層の係数が-0.00062(-1.0%)で有意な負を示している一方、低学力層では有意な低下が確認されない³¹。このことから、もともと成績の良い小中学生ほど、スクリーンタイムの増加による成績低下の影響を受けやすいと言える。スマホの有無別の分析結果(列3)から見ると、元々スマホを保有している組-0.00045(-0.8%)と保有しなかった組-0.0003(-0.5%)のどちらも有意に負となり、所持の状況に関わらずスクリーンタイムの増加が総合成績に悪影響を与えることが分かる。学年別(列4)では、小学生が-0.00093(-1.6%)、中学生が-0.00047(-0.8%)といずれも有意に負であった。小学生の方が係数の絶対値が大きいため、小学生の方がスクリーンタイム増加の悪影響を受けやすいと考えられる。これらの結果から、スクリーンタイムは小中学生全体の成績を低下させ、特に高学力層と小学生でその影響が強く現れることが明らかになった。(列5)では、政策実施前(2019年)のサンプルで推計を行っている。係数の方向と第1列の全サンプルの結果と一致しており、主要結果の頑健性が示されている。

さらに、スクリーンタイムがどのような認知能力に影響を与えるかを明確にするため、本研究では算数、国語、英語の3つの科目推定を行う。科目別推定により、スクリーンタイムが異なる認知能力へ一貫した影響を示すのかを考察できる。

表7を見ると、全体(列1)ではスクリーンタイムが算数成績に有意な影響を示さなかったが、負の方向は変わっていない。学力層別(列2)で見ると、高学力層の係数は-0.00036(-0.6%)で有意に負である一方、低学力層では0.00027(0.5%)で僅かに正となっている。つまり、高学力層ではスクリーンタイムが増えるほど算数の得点が下がるのに対し、低学力層では数学に関する情報をスマホで検索することもあるため、数学成績がわずかに増えた可能性がある。学年別(列4)では、小学生が-0.00118(-2%)、中学生が-0.00032(-0.5%)と、いずれも有意に負の値を示した。

³⁰ 計算のプロセスとして、IV推定で得られた係数を基にスクリーンタイムが週1時間(60分)増加した場合の成績変化幅を算出し、それを政策導入前(2019年)の大阪府小中学生の平均成績で除して変化率に表したものである。例えば：[(成績の係数)×60分/時間×100%]=0.6%/時間

³¹ 小数は回帰係数、括弧内の百分数はスクリーンタイムが週1時間(60分)増加した場合の成績変化率を表している。

小学生の方が係数の絶対値が大きいことから、スクリーンタイムにから受けた悪影響が強いと考えられる。

表8はスクリーンタイムが国語成績に与える影響を報告している。全体(列1)では係数は有意ではないが、負の方向性を維持している。学力層別(列2)では、高学力層の係数は-0.00063(-1.1%)で有意に負の値を示したのに対し、低学力層では有意な差が認められなかった。これはスクリーンタイムの増加が主に高学力層の国語成績に悪影響を与えることを示している。スマホ有無別(列3)では、スマホ所有組の係数は-0.00053(-0.9%)で有意な負の値を示したのに対し、所持していなかった組では有意な差が認められなかった。これはスクリーンタイムの増加が国語学習に対してより大きな妨げとなることを示唆している。また、政策実施前(2019年)のサンプルによる推計の結果(列5)、係数が-0.00036(-0.6%)と方向性が一致している。全体として、スクリーンタイムの増加は小中学生の国語学習能力を低下させ、特に高学力層と元々スマホ保有者への影響が顕著である。

表9はスクリーンタイムが英語成績に及ぼす影響を示している。全体(列1)では係数が-0.0021(-4%)で有意に負となっており、スクリーンタイムが増えるほど英語の得点が低下する傾向を確認できる。学力層(列2)で分けると、高学力層-0.00073(-1.3%)と低学力層-0.00174(-3%)のどちらも負で有意だが、低学力層の方が絶対値は大きい。つまり、もともと成績の振るわない小中学生ほど、スクリーンタイム増加による英語成績への悪影響が大きいということである。スマホ所有の有無別(列3)を見ると、元々所持している小中学生では-0.00128(-2.2%)と有意に負であったのに対し、所持していなかった小中学生では0.00021(0.37%)と有意に正であった。学年別(列4)では、小学生が-0.00225(-4%)、中学生が-0.00209(-3.7%)といずれも有意に負で、両者の数値が近接していることから、スクリーンタイムの悪影響は学年を超えてほぼ一貫していると言える。全体として、過度なスマホ利用は精読や言語の出力・入力に割く時間を奪い、注意力の分散や記憶力の低下を招くことで、英語成績を大きく引き下げていると考えられる。

以上をまとめると、分析ではスクリーンタイムの増加が小中学生の認知能力に広く悪影響を及ぼすことが示された。総合成績と各教科成績の結果はいずれも負の相関を示しており、この傾向は異なる組別と頑健性検査においても確認されている。但し、科目別分析を見ると認知領域における顕著な異質性が明らかになった。具体的には、算数と英語での負の影響が最も顕著であり、特に小学生および低学力層でその傾向が強い。国語については、負の影響は主に高学力層とスマホ保有者に集中している。

全体的な傾向として、政策実施に伴うスクリーンタイム増加は各認知領域で一貫して負の効果をもたらしたが、その影響の強さには科目間で明らかな差が存在した。特に持続的な注意力と反復練習を要する算数で、顕著な悪影響が確認されたのである。具体的なメカニズムについては、後続の分析で詳しく検討する。

表6 総成績に与える影響

	(1) 全体	(2) 学力層別	(3) スマホ有無別	(4) 小中学生別	(5) 2019 以前
スクリーンタイム	-0.00036*** (-2.69)				-0.00063*** (-5.23)
スクリーンタイム×高学力		-0.00062*** (-4.04)			
スクリーンタイム×低学力		0.00001 (0.08)			
スクリーンタイム×スマホ_有			-0.00045*** (-2.94)		
スクリーンタイム×スマホ_無			-0.00030** (-2.47)		
スクリーンタイム×小学生				-0.00093*** (-5.58)	
スクリーンタイム×中学生				-0.00047*** (-3.41)	
個人固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
時間固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
観測数	29598	29598	29598	29598	23263

注: 括弧内は都道府県レベルでクラスタ化した標準誤差で計算されたt値を表している。* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. コントロール変数は進学重視、月教育投入額、成績関心度、通塾頻度、登校動機である。

表7 算数に与える影響

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	全体	学力層別	スマホ有無別	小中学生別	2019 以前
スクリーンタイム	-0.00011 (-0.81)				-0.00052*** (-4.30)
スクリーンタイム×高学力		-0.00036** (-2.33)			
スクリーンタイム×低学力		0.00027** (2.16)			
スクリーンタイム×スマホ_有			-0.00020 (-1.29)		
スクリーンタイム×スマホ_無			-0.00005 (-0.45)		
スクリーンタイム×小学生				-0.00118*** (-6.69)	
スクリーンタイム×中学生				-0.00032** (-2.29)	
個人固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
時間固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
観測数	29529	29529	29529	29529	23195

注: 括弧内は都道府県レベルでクラスタ化した標準誤差で計算されたt値を表している。
* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. コントロール変数は進学重視、月教育投入額、成績関心度、通塾頻度、登校動機である。

表8 国語に与える影響

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	全体	学力層別	スマホ有無別	小中学生別	2019 以前
スクリーンタイム	-0.00029 (-1.50)				-0.00036** (-2.03)
スクリーン		-0.00063***			

スクリーンタイム×低学力		-0.00174***				
		(-5.87)				
スクリーンタイム×スマホ_有			-0.00128***			
			(-4.91)			
スクリーンタイム×スマホ_無			0.00021***			
			(5.18)			
スクリーンタイム×小学生				-0.00225***		
				(-3.32)		
スクリーンタイム×中学生				-0.00209***		
				(-4.88)		
個人固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
時間固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
観測数	17808	17808	17808	17808		9656

注: 括弧内は都道府県レベルでクラスタ化した標準誤差で計算されたt値を表している。* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. コントロール変数は進学重視、月教育投入額、成績関心度、通塾頻度、登校動機である。

第3項 媒介分析

前項の分析から、スクリーンタイムの増加が小中学生の学業成績に有意な負の影響を及ぼすことが確認された。本節では、その要因となるメカニズムを明らかにするため、媒介分析を行う。時間置換理論(time displacement theory)(Robinson, 2011)および認知資源理論(cognitive resource theory)(Egeth and Kahneman, 1975)によれば、個人の時間と注意資源は有限である。そのため、スマホの利用時間が増加すれば、学習や休息に充てる時間が減少し、結果として学業成績の低下を招く可能性がある。

分析には、Wen and Ye(2014)の媒介分析の手法を用いる。図15は、説明変数(X:スクリーンタイム)、被説明変数(Y:学業成績)、および媒介変数(M:自学時間・睡眠時間)の因果経路を示している。XからMおよびMからYの回帰分析を実施し、説明変数から媒介変数への係数と、媒介変数から被説明変数への係数の積によって媒介効果を算出している。

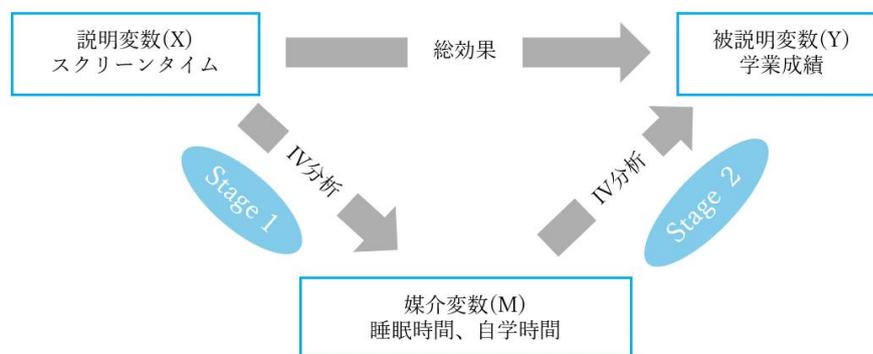


図 15 媒介分析の図示

図 16 の結果から、スクリーンタイムの増加は自学時間および睡眠時間を有意に減少させることが分かった。スクリーンタイムが 1 分増えると、自学時間は約 0.60 分、睡眠時間は約 0.39 分減少する。これにより、政策によって週あたり約 86 分スクリーンタイムが増加した場合、自学時間は約 51 分、睡眠時間は約 33 分減少すると推計される。

さらに、自学時間は学業成績に対して有意に正の影響を持つ一方、睡眠時間の影響は統計的に有意ではなかった。間接効果の寄与率は、X から M への係数と M から Y への係数を掛けて、さらに総効果で割ることで算出した。結果として、自学時間を通じた媒介効果は全体効果の約 23%、睡眠時間を通じた媒介効果は約 2%を占めており、自学時間の影響が主要な経路であることが確認された。

以上の結果は、時間置換理論および認知資源理論の予測と整合的である。すなわち、スクリーンタイムの増加は有限な時間資源を侵食し、特に学習時間の減少を通じて学力形成を阻害することを示唆している。したがって、スマホ持込解禁政策は、小中学生の人的資本形成に負の影響を及ぼす可能性があるとは結論づけられる。

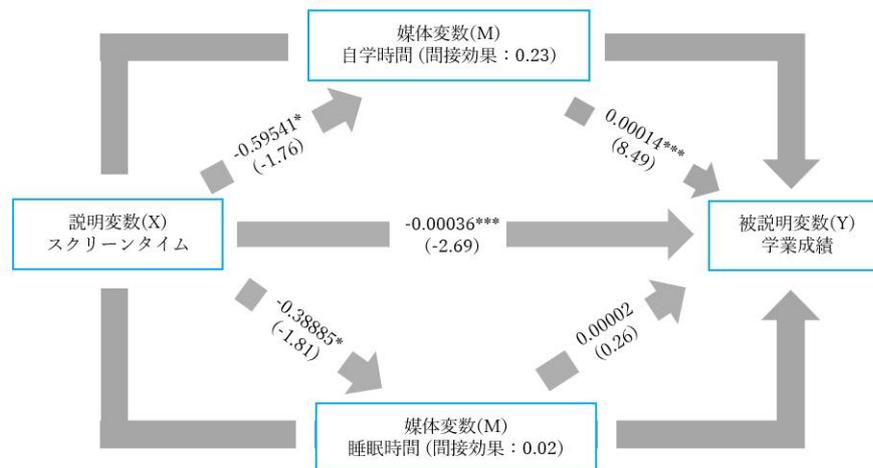


図 16 媒介分析結果

注: 括弧内は都道府県レベルでクラスタ化した標準誤差で計算されたt値を表している。
 $^* p < 0.1$, $^{**} p < 0.05$, $^{***} p < 0.01$. コントロール変数は進学重視、月教育投入額、成績関心度、通塾頻度、登校動機である。

第 6 節 分析 III：非認知能力に与える影響

第 1 項 分析 III の分析手法

前項の分析により、学習時間と睡眠時間の変化だけでは、学業成績の低下を完全に説明できず、その背後にはより深層的な心理的・行動的要因も存在する可能性がある。したがって、本節ではスクリーンタイムが小中学生の非認知能力に与える影響を分析する。

本節では分析 2 と同様の操作変数法を採用する。その後、IV の第 2 段階で 6 つの非認知能力指標を被説明変数として、スクリーンタイムの因果効果を推定する。

第 2 項 分析 III の分析結果

表 10 は全サンプルの推計結果を示している。スクリーンタイムはほとんどの非認知能力に対して顕著な負の影響を与え、特に自律性、配慮性、協調性、楽観性などへの影響が顕著であった。これは、スクリーンタイムの増加に伴い、小中学生の自己管

理能力、他者への理解力、思考の深さ、積極的な感情などが弱まることを示している。一方、挑戦性や関心性への影響は有意ではなかった。

学力別分析（表 11）によると、学力層を問わず、スクリーンタイムは非認知能力に有意な負の影響を与えている。特に低学力層の影響はより著しく、複数の非認知能力が著しく抑制されたのに対し、高学力層の負の効果は比較的に緩い。これは、学力が低い小中学生ほど、スクリーンタイムの増加に対する自己制御を維持することが難しく、非認知的側面においてより強い悪影響を受けやすいことを示唆している。

スマホ有無別の分析（表 12）によると、スマホ所有状況にかかわらず、スクリーンタイムの増加は非認知能力に対して一貫的な悪影響を及ぼしている。

学年別（表 13）の分析結果によると、小学生と中学生はスクリーンタイムの影響傾向において基本的に一致しているが、影響の強さには顕著な差が存在すると確認された。小学生では一部の領域（挑戦性）において軽微な正の反応が確認され、探索意欲の一時的な向上を示唆している可能性がある。一方、中学生では特に自律性と配慮性において顕著な負の影響が確認された。これはスクリーンタイムの負の影響が年齢とともに増大することを示しており、思春期における自主性への追求や利用時間の自由度の高さといった特徴に合致している。

表 14 は、2019 年以前のサンプルを用いた頑健性の検証を行っている。基準推定結果（表 10）と一致していることが明らかになった。スクリーンタイムは依然として、自律性、配慮性、協調性を有意に低下させるおり、また楽観性についても依然として負の影響を示すものの、有意な効果が確認されなかった。これにより、スクリーンタイムが特定の非認知能力（自立性・配慮性・協調性）を一貫して低下させる傾向が、2019 年以前のデータを用いた場合でも頑健に確認できる。

この結果は、観察された負の効果が 2020 年以降の他のイベント（コロナ禍と学習指導要領の改訂）によるものではなく、政策に誘発されたスクリーンタイムの上昇に起因することを示唆している。

以上により、スクリーンタイムが非認知能力に及ぼす影響には一貫した方向性と組間の異質性が確認された。全体として、スクリーンタイムの増加は小中学生の自律性、内省性、社会性への悪影響が低学力組、スマホ所有組、中学組において最も顕著である。

能力構造の側面では、「自立性」「配慮性」「協調性」「楽観性」が最も深刻な影響を受けていると確認された。これは、スクリーンタイム増加の悪影響が学業成績レ

ベルに現れるだけでなく、小中学生の自制力と情緒調節能力を弱めることで、長期的な人的資本形成に負の影響を与えることを示している。

表 10 非認知能力への影響

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	挑戦性	自立性	配慮性	協調性	楽観性	関心性
スクリーン タイム	0.00015 (1.22)	-0.00042*** (-3.41)	-0.00059*** (-4.62)	-0.00084*** (-4.73)	-0.00043*** (-5.07)	-0.00005 (-0.53)
個人固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
時間固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
観測数	37693	37788	37613	37696	37666	37688

注: 括弧内は都道府県レベルでクラスタ化した標準誤差で計算されたt値を表している。

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. コントロール変数は進学重視、月教育投入額、成績関心度、通塾頻度、登校動機である。

表 11 非認知能力への影響 (学力層別)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	挑戦性	自立性	配慮性	協調性	楽観性	関心性
スクリーン タイム ×高学力	0.00004 (0.30)	-0.00059*** (-4.32)	-0.00047*** (-3.79)	-0.00025* (-1.81)	-0.00055*** (-5.91)	-0.00004 (-0.47)
スクリーン タイム ×低学力	-0.00026** (-2.31)	-0.00047*** (-4.19)	-0.00065*** (-6.27)	-0.00062*** (-5.44)	-0.00054*** (-7.03)	-0.00007 (-0.96)
個人固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
時間固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
観測数	29565	29642	29505	29571	29549	29565

注: 括弧内は都道府県レベルでクラスタ化した標準誤差で計算されたt値を表している。
 $p < 0.1$, $p < 0.05$, $p < 0.01$. コントロール変数は進学重視、月教育投入額、成績関
 心度、通塾頻度、登校動機である。

表 12 非認知能力への影響 (スマホ所持有無)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	挑戦性	自立性	配慮性	協調性	楽観性	関心性
スクリーン タイム×ス マホ_有	-0.00025* (-1.74)	-0.00059*** (-4.02)	-0.00071*** (-5.32)	-0.00027** (-2.39)	-0.00066*** (-6.32)	0.00021* (1.96)
スクリーン タイム×ス マホ_無	0.00003 (0.26)	-0.00051*** (-4.22)	-0.00044*** (-3.94)	-0.00047*** (-4.81)	-0.00048*** (-5.51)	-0.00024*** (-2.70)
個人固定効 果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
時間固定効 果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
観測数	29565	29642	29505	29571	29549	29565

注: 括弧内は都道府県レベルでクラスタ化した標準誤差で計算されたt値を表している。
 $p < 0.1$, $p < 0.05$, $p < 0.01$. コントロール変数は進学重視、月教育投入額、成績関
 心度、通塾頻度、登校動機である。

表 13 非認知能力への影響 (学年別)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	挑戦性	自立性	配慮性	協調性	楽観性	関心性
スクリーン タイム×小 学生	0.00072*** (3.37)	-0.00113*** (-5.75)	-0.00113*** (-6.28)	-0.00024* (-1.70)	-0.00041*** (-2.97)	-0.00026* (-1.73)
スクリーン タイム×中 学生	0.00008 (0.58)	-0.00066*** (-4.48)	-0.00066*** (-5.19)	-0.00036*** (-3.27)	-0.00052*** (-5.84)	-0.00010 (-1.02)

個人固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
時間固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
観測数	29565	29642	29505	29571	29549	29565

注: 括弧内は都道府県レベルでクラスタ化した標準誤差で計算されたt値を表している。
* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. コントロール変数は進学重視、月教育投入額、成績関
心度、通塾頻度、登校動機である。

表 14 非認知能力への影響 (2019 年前)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	挑戦心	自立性	配慮性	協調性	楽観性	関心性
スクリーン タイム	-0.00005 (-0.44)	-0.00039*** (-3.55)	-0.00093*** (-6.82)	-0.00091*** (-6.14)	-0.00012 (-1.20)	0.00026** (2.67)
個人固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
時間固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
観測数	29765	29842	29666	29745	29737	29767

注: 括弧内は都道府県レベルでクラスタ化した標準誤差で計算されたt値を表している。
* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. コントロール変数は進学重視、月教育投入額、成績関
心度、通塾頻度、登校動機である。

第 7 節 推定結果のまとめ

本研究の分析結果は以下 4 点にまとめられる。

第一に、大阪府における 2019 年の規制緩和を外生的なショックとして利用した結
果、週平均スクリーンタイムは約 86 分増加したことが明らかになった。第二に、ス
クリーンタイムの増加は小中学生の総合成績および科目別成績に負の影響を与えてお

り、特に高学力層に対してより顕著かつ一貫した悪影響を及ぼしている。非認知能力については、「自立性」「配慮性」「協調性」「楽観性」を低下させることが示唆された。第三に、政策緩和→スマホ保有増→娯楽・SNS 利用拡大→学習時間・睡眠時間の減少→認知能力の低下という因果経路が確認された。

以上の結果から、スマホのスクリーンタイムは学習面および心理・行動面の双方に悪影響を及ぼしたことが明らかになった。特に、スクリーンタイムの増加を通じて生じる認知・非認知能力の低下は、短期的な学習成果のみならず、長期的な人的資本形成にも悪影響を与える可能性が示唆された。

なお、非認知能力への影響に関する媒介要因の多くは心理的プロセスに起因すると考えられるが、これらの要素は本調査データには含まれていないため、次章では先行研究の知見を通じて、媒介要因と因果効果が生じるメカニズムを検討する。

第5章 考察

本研究は、大阪府における小中学校でのスマホ持ち込み禁止政策の緩和を準自然実験として捉え、スクリーンタイムの変化が小中学生の人的資本形成に及ぼす因果効果を検証した。推定の結果、スマホ持ち込みが認められたことにより、週平均スクリーンタイムは約 86 分増加し、それに伴い学業成績および非認知能力に対して統計的に有意な負の影響が確認された。また、学力層、科目、学年による異質性を検証した結果、以下のような特徴が明らかとなった。これから、本研究の実証結果を先行研究と比較した上で、因果効果が発生するメカニズムを議論する。

まず、認知能力（学力層別・科目別）の分析結果は、Beland and Murphy(2016)との重要な相違点を浮き彫りにしている。同研究では、低学力層において携帯電話禁止の効果が顕著であると報告されているのに対し、本研究では、むしろ高学力層において国語・数学の成績低下が顕著であり、低学力層では数学において限定的ながら成績向上が観察された。この相違は、分析期間における端末の性能の違いに起因する可能性が高い。すなわち、Beland and Murphy(2016)の分析時点（2013 年）では旧型携帯電話が主流であったのに対し、本研究の分析時点ではスマホが広く普及しており、特に低学力層の小中学生にとっては、オンライン教材へのアクセシビリティが向上していたことが示唆される。一方、高学力層においては、学習時間の減少が成績低下を招

いた可能性が考えられる。また、小学生と中学生を比較した場合、スクリーンタイムの変化幅には明確な差異が確認された。これは、中学生におけるスマホ保有率の高さに起因しており、政策変更の影響がより直接的に現れたものと解釈できる。これらの結果が発生した要因を把握するため、媒介分析を行った。その結果、学習や休息のリズムに影響を及ぼす。具体的には、就寝前や放課後の利用が増加した結果、自学時間および睡眠時間が有意に短縮され、特に自学時間の減少を通じて認知能力（学業成績）の低下を招いた³²。

続いて、非認知能力への影響に目を向けると、スクリーンタイムの増加が楽観性・自立性・配慮性・協調性の各側面において有意な低下をもたらしていた。特に、スクリーンタイムが非認知能力に及ぼす因果効果を厳密に識別した研究は、本研究が初めてである点である。このメカニズムについて、先行研究の知見と照合しつつ以下のように考察できる。第一に、楽観性の低下に関しては、スクリーンタイムの増加が睡眠時間およびその質を低下させ(Echevarria et al., 2023)、さらに睡眠障害が感情調節機能の不全をもたらす(Benca, 1992)ことが指摘されており、これが楽観性の減退につながった可能性がある。第二に、自立性については、スマホを介した保護者からの過度な監視が、青少年の自律的意思決定能力の発達を阻害する(LeMoyné and Buchanan, 2011)ことが報告されており、本研究の結果と整合的である。第三に、配慮性の低下に関しては、SNS の利用が対面コミュニケーションの機会を減少させ、社会的スキルの発達を阻害する可能性がある(Vossen and Valkenburg, 2016)。第四に、協調性の低下については、通知音や振動といった外的刺激が持続的注意を妨害し(Stothart et al., 2015)、深い思考や内省の機会が減少することで、洞察的判断力が損なわれたと考えられる。

これらの結果は、既存研究との比較においても重要な位置づけを持つ。例えば、Beland and Murphy(2016)は、イギリスの中学校におけるスマホ持ち込み禁止政策の導入効果を差の差法(DID)により分析し、スクリーンタイムの抑制を通じて成績が向上することを報告している。本研究の結果も同様の傾向を示しており、国際的文脈における知見の蓄積に貢献するものである。なお、スクリーンタイムと学業成績・非認知能力の関係については、これまで多くの相関分析が蓄積されてきたものの、厳密な

³²分析 2 の媒介分析に示されるように、自学時間を通じた媒介効果は全体効果の約 23%、睡眠時間を通じた媒介効果は全体効果の僅か 2%を占めており、自学時間が主要な経路であることが確認された。したがって、スマホの利用目的の多くは娯楽やコミュニケーションに偏っており、オンライン授業の視聴など教育的な用途にはほとんど使われていないと考えられる。

因果推論の枠組みを用いた実証研究は極めて限られている(Amez and Baert, 2020)。この点において、政策変更を外生的なショックとして活用した本研究のアプローチは、方法論的にも重要な意義を持つ。

第6章 政策提言

第1節 方向性

本研究の実証分析は、スマホのスクリーンタイムが小中学生の認知能力と非認知能力の双方に負の影響を及ぼすことを示唆している。認知能力(学業成績)への影響については、学習時間の減少を媒介として作用するメカニズムが示されている。一方、非認知能力への影響については、第5章で先行研究が示唆する複数の経路が関与している可能性を議論した。具体的には、睡眠の質の低下に伴う感情調節機能の低下、自律性の阻害、対面コミュニケーション機会の減少、および注意力の妨害が考えられる。これらの複合的な影響は、長期的に見て小中学生の人的資本形成に深刻な影響を及ぼす懸念がある。

しかしながら、小中学校でのスマホ持ち込み禁止は適切な政策選択とは言えない。その理由として、第一に、文部科学省は2020年7月に中学生が学校にスマホを含む携帯電話を持ち込むことを「条件付きで許可する」方針を決定しており、この方針転換を再び覆すことは政策の一貫性を損なう恐れがある³³。第二に、大阪北部地震の事例が示すように、緊急時における連絡手段としてのスマホは保護者の安心感に直結しており、全面的な禁止は社会的理解を得難い。第三に、デジタル技術が不可欠となった現代において、小中学生に対してスマホの適切な使用方法を習得させることが重要である。禁止ではなく、健全な利用習慣を身につけさせることこそが、教育的観点から望ましいアプローチと言える。

こうした状況を踏まえ、教育政策においては小中学校でのスマホ禁止ではなく、安全確保と健全な活用を両立させる環境の再設計が求められる。政策対応の方向性として重視すべきは、小中学生の年齢に応じた利用管理の確立、家庭・学校・行政の三者による協働的ガバナンス体制の構築、および既存の教育インフラを活用した制度運用

³³ 小学校へのスマホ持ち込みについて、2020年7月に文部科学省は「原則禁止とはするものの、条件によっては持ち込んでもよしとする」という見解を示している。

の実現である。以上の方向性を実現するためには、制度設計と運用の両面からの取組が必要である。特に国外の先行事例を踏まえつつ、行政・教育・産業の協働によるデジタル利用管理モデルの構築を進めることが望まれる。本研究による政策提言は、その具体的実現策として、次節の「日本版未成年者モード制度」へと展開される。

第2節 未成年者モード制度の日本への導入

● 提言

本研究では、小中学生の安全確保と適切な利用時間の管理を目的として、アプリ事業者と行政機関の連携による未成年者モードアプリの導入を提案する。

● 提言対象

提言対象は総務省、文部科学省、各市町村の教育委員会である。

● 提言の理由

前述の通り、本研究の実証分析はスクリーンタイムの増加が小中学生の認知能力と非認知能力両方に負の影響を与えることを示している。これらの知見は、スクリーンタイムの適切な制限が小中学生の人的資本の向上に有効であることを示唆している。

しかしながら、2009年に日本で実施された小中学生のスマホ持込禁止措置は、校内での使用時間削減には効果があったものの、緊急時における保護者との連絡手段を失わせるという課題を残した。この経験を踏まえると、一律の禁止措置ではなく、緊急連絡機能を確保しつつ利用時間を管理する制度設計が求められる。

このような一律的な禁止措置の限界を踏まえ、近年では国際的に、行政と民間が連携して未成年者のデジタル利用を管理する制度的取組が進展している。特に、2024年に中国で制定された未成年者保護モードガイドラインは、年齢層に応じた利用時間とコンテンツ管理を体系的に規定しており、安全確保と教育的配慮を両立させた事例として注目される。

日本においても、こうした先行政策を参考にしつつ、既存の法制度や教育インフラと

統合的な制度を構築することで、小中学生の健全な発達と安全確保を両立させることが可能となる。

● 提言内容

上記の議論を踏まえ、小中学生がスマホを学校に持ち込む条件として、未成年者保護モードアプリのインストールを必須とする制度の導入を提案する。新制度を考案する上で、中国の未成年者保護モードガイドラインは本提言の制度設計における重要な参考事例として位置づけられる。以下では、その主要な仕組みを概観する。

中国の未成年者モードガイドラインは、未成年者の利用時間とコンテンツ管理を体系的に規定している(中国网信网, 2024)。具体的には、16歳未満の利用者に対して1日あたりの利用時間を最大60分に制限し、連続使用が30分を超える場合には休憩を促す通知を表示する。また、22時から翌朝8時までの利用を禁止することで睡眠時間の確保と生活リズムの維持を図っている。ただし、通話や通信、教育目的のアプリケーションは制限対象外とし、安全確保と学習支援に必要な範囲での利用を認めている。コンテンツ管理に関しては、利用者の年齢に応じて適切な内容を自動推奨する仕組みが整備されている。具体的には、低年齢層には教育・啓発・音楽などの児童向けコンテンツを、年長層には学習支援・知識構築・健全な娯楽コンテンツを提供する一方で、暴力や性的表現、依存を助長する内容をフィルタリングする。

本提言では、中国の政策事例を参考に、日本版未成年者モードアプリを設計する。このアプリに四つの機能を備える必要がある。第一に、利用時間管理機能である。通話および教育関連アプリを除く娯楽系アプリの利用時間を1日60分以内に制限し、30分経過時には休憩を促す通知を表示する。これにより、過度なスクリーンタイムによる学習時間の圧迫を防止する。

第二に、夜間利用制限機能である。22時から翌朝8時までの間は通話を除くすべてのアプリの使用を自動的に停止し、生活リズムと睡眠時間を確保する。これはKhan et al.(2023)に指摘された、睡眠の質の低下が非認知能力に及ぼす負の影響を軽減することを目的とする。

第三に、年齢別コンテンツ管理機能である。すべてのアプリに推奨年齢の公開を義務づけ、16歳以上を対象とするアプリは小中学生の利用を禁止する。これにより、未成年者に不適切なコンテンツへの接触を防止する。

第四に、保護者管理機能である。保護者に対して管理ダッシュボードを提供し、各アプリの利用時間上限や夜間ロックなどを個別に設定可能とする。

以上の四つの機能を効果的に運用するためには、行政・教育機関・家庭が連携したガバナンス体制の構築が不可欠である。制度の効果を高めるためには、図 17 に示すように、行政・教育機関・家庭がそれぞれの役割を分担し、相互に協働する仕組みを整備する必要がある。第一、総務省は未成年者モードアプリの運用基盤となるシステムの開発・運営を担当し、アプリ事業者に対して推奨年齢の公開を義務づける。第二、文部科学省が全国の地方教育委員会および小中学校に対して未成年者モード導入を義務づけるガイドラインを策定する。第三、各教育委員会はその指針に基づいて学校の導入状況を把握・指導するとともに、定期的の実施状況を文部科学省へ報告する。第四、学校は小中学生が持ち込むスマホの未成年者モードアプリのインストール状況を確認する。また、学校は「未成年者モード」実施後の小中学生の成績データを定期的に教育委員会に提出する必要がある。教育委員会はこれらのデータに基づく追加的な分析を行い、「未成年者モード」政策について柔軟な議論と調整を行う。最後、保護者は総務省が提供する管理ダッシュボードを通じて小中学生の利用状況を把握し、各アプリの使用時間上限を設定する。

こうしたガバナンス体制の下で、小中学生の安全と健全な発達を確保しつつ、緊急時の連絡機能を維持したスマホ利用環境の実現が可能となる。

● 実現可能性

本制度の導入にあたっては、社会的観点からの実現可能性、行政機関への負担、そして開発費用という三つの論点を検討する必要がある。

社会的観点からの実現可能性については、制度面と社会面から検討する必要がある。第一に、制度面について本制度は中国の未成年者モードガイドラインを参考しているものの、日本においても十分な制度基盤が存在している。特に2009年の文部科学省による小中学校でのスマホ持ち込み禁止措置など、行政によるスマホ利用制限の前例も存在する。第二に、社会的受容性の観点からも、リデル(2025)の調査によれば16歳未満の小中学生のSNS利用を禁止すべきだと考えている回答者の割合は76.6%であり、総務省(2022)の調査ではアプリの推奨年齢を確認して遵守させている小中学生の保護者が全体の60%を占めることが明らかになっている。これらの結果は、市民および保

護者が小中学生のスマホ利用制限に肯定的な態度を持つことを示している。

行政機関への負担に関しては、本提言は自治体や教育委員会に新たな条例制定を求めるものではなく、文部科学省と総務省による指針の改定と学校現場でのシステム設定変更により実施可能であるため、政策実施のハードルは比較的低いと考えられる。

開発費用の観点からも、本提案は新たな大規模投資を必要としない。GIGAスクール構想の推進により、全国の小中学校では学習用端末が整備され、モバイルデバイス管理システム(MDM: Mobile Device Management)の導入が進められている³⁴。教育家庭新聞(2021)によれば、全国の約3割の自治体でiPadが導入されており、岡崎市教育委員会や熊本市教育委員会ではJamf Pro、鳥取県立特別支援学校ではCLOMO MDM、山口県教育委員会ではMicrosoft Intuneにより端末を一元管理している。したがって、未成年者モードアプリの開発の段階において、既存のMDM技術は未成年者モードアプリに導入することで、利用可能な時間帯・利用時間制限等を遠隔で統合管理できる環境を備えるため、新たなサーバ構築やシステム開発を行う必要がなく、財政的負担は小さいと考えている。

以上の検討により、本制度の実現可能性は高いと考えられる。

³⁴ MDM とは、管理機能で、各自の活用時間を確認したり、時間帯で使用可能な機能を制限したり、位置情報を確認したりなど、いざというときに様々な対応が可能になる。持ち帰って家庭で充電する場合も、確実に遠隔から一括で設定変更できる仕組みは、管理者負担軽減のためにもぜひ導入してほしいところだ。

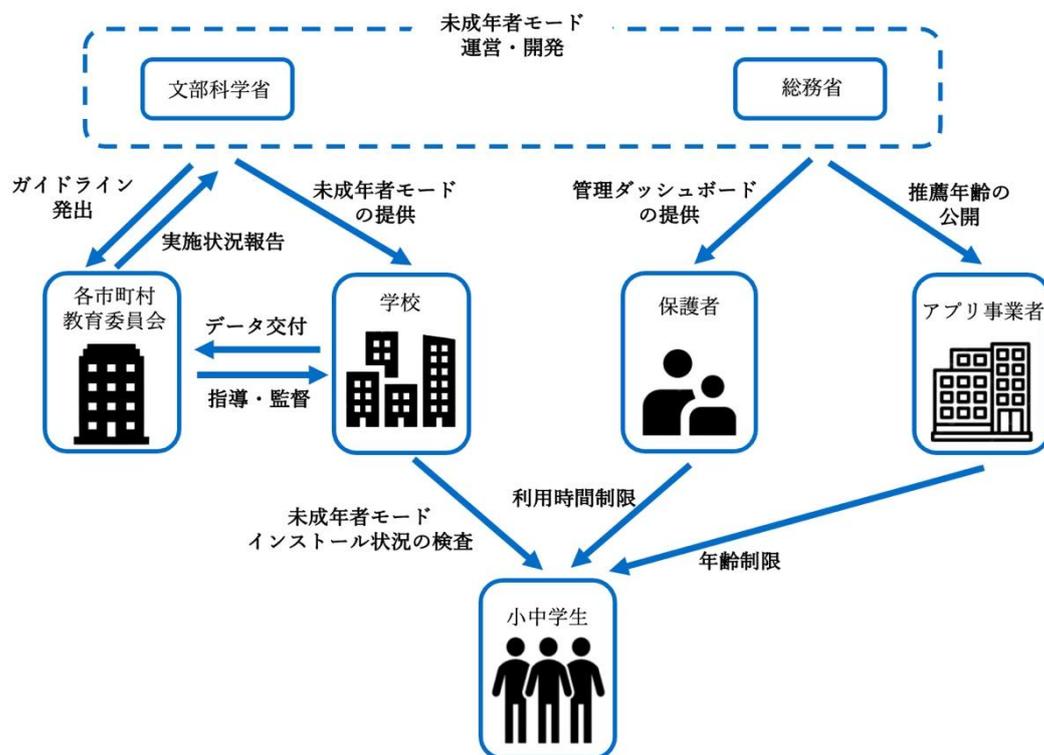


図 17 未成年者モードアプリのガバナンス体制

● 政策提言の限界と実施上の課題

本提言の主たる限界は二点である。第一に、学校側のデータ管理負担の増大である。小中学生の個人情報について、目的限定・保存期間・アクセス権限を明確にした運用体制の整備が不可欠であり、現場の業務コスト上昇を招くおそれがある。第二に、保護者の非協力リスクである。規制への賛成は約 76.6%と高い一方で、推奨年齢に沿った実務的管理の実施率は約 60%にとどまり、未成年者モードのアンインストールや二台持ち等による形骸化が懸念される。

対応策は次のとおりである。まず、収集データを匿名化 ID 付きの最小限の標準項目に限定し、監査は学期初の一括確認に絞る。次に、端末受入を保護者ダッシュボードの初期設定完了に条件づけ、学校は定期的な提示確認のみを行う。

第3節 政策効果

● 政策効果に対する予測

本節では、前項の小中学生の1日当たりスマホ利用時間を60分に制限するという政策提言を踏まえ、その政策の実施の効果を予測する。

政策効果の予測を行うため、戸田 et al.(2014)推定結果を利用する。戸田 et al.(2014)は、小中学生の認知能力および非認知能力が将来の賃金水準に及ぼす影響を分析した。この研究で得られた賃金係数を参照し、さらに本研究の分析で推定したスクリーンタイムと認知能力・非認知能力に関する係数を組み合わせて、政策効果を定量的に予測した。具体的な分析経路は図18に示すとおりである。

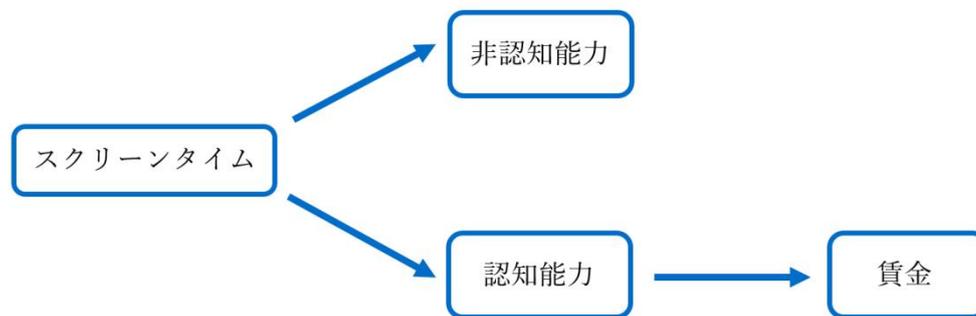


図18 スクリーンタイム制限による能力形成と賃金決定

注: 戸田 et al.(2014)の分析では、非認知能力指標を用いた賃金回帰において係数は正の符号を示したが、統計的有意ではなかった ($p > 0.1$)。したがって、本研究では非認知能力から賃金への経路をモデルから除外した。

この政策効果を経済的に定量化するプロセスは、次のように定式化される。

$$\Delta W = \frac{(T_{week} - 420)}{60} \times 4 \times \beta_{T \rightarrow S} \times \beta_{S \rightarrow W} \times \bar{W}_c$$

ここで、 T_{week} は週あたりの平均スマホ利用時間（分）、420 は政策制限（60 分 × 7 日）、 $\beta_{T \rightarrow S}$ はスクリーンタイムが能力に与える影響係数（%）であり、本研究の推計値を用いた。また、 $\beta_{S \rightarrow W}$ は認知能力が賃金に与える影響係数（%）であり、の推定値を参照した。 \bar{W}_c は日本の平均月給（円）である。

● 政策予測効果の分析結果

最後に、スクリーンタイム制限政策が学習成果に及ぼす潜在的な便益を検討するため、週あたりのスクリーンタイムを政策上限（7 時間）まで削減した場合の能力改善効果を推計した。推計に用いた係数は、DID および IV 推定結果に基づく因果効果である。

表 15 のとおり、全国平均のスクリーンタイムは週 8.63 時間であり、政策上限との差は 1.63 時間である。この差分をスクリーンタイムの弾力性に乗じると、認知能力は 0.98%、非認知能力は 2.87%改善すると見込まれる。

学力層別にみると、高学力層では削減幅が 1.05 時間であり、認知能力 1.0%、非認知能力 1.56%の改善にとどまる。一方、低学力層では削減幅が 2.38 時間と大きく、非認知能力が 4.08%改善する。本研究の分析結果（表 6）によると、低学力層のスクリーンタイムは認知能力に有意な影響がないため、改善効果の試算は行わない。

これらの結果は、スクリーンタイム削減政策が全体として教育的成果を押し上げると同時に、特に非認知能力面で低学力層に対する強い改善効果を持つことを示している。すなわち、スクリーンタイム制限は学力格差是正の観点からも一定の政策的意義を持つと考えられる。

表 15 政策介入によるスクリーンタイム変化と能力改善効果（学力層別）

	平均スクリーンタイム (時間/週)	利用制約 (時間/週)	変化分 (時間/週)	カテゴリ	スクリーンタイムの影響 (%/時間)	変化
全体	8.63	7	1.63	認知能力	0.60%	0.98%
				非認知能力	1.76%	2.87%

高学 力	8.05	7	1.05	認知能力	1.00%	1.05%
				非認知能力	1.49%	1.56%
低学 力	9.38	7	2.38	認知能力		
				非認知能力	1.71%	4.08%

続いて、戸田 et al.(2014)による認知能力の賃金係数を用いて、能力改善が生涯賃金に及ぼす影響を試算した。具体的には表 16 示すように、日本の平均月給 332,000 円(日本経済新聞, 2024)を前提とすると、政策遵守率 100%の場合、1 人あたり月間賃金上昇額は 755 円となる。特に低学力層における改善効果は大きく、潜在的な月間賃金上昇額は 700 円を超える。

ただし、本推計は政策完全遵守(100%コンプライアンス)を前提とした理論上の上限値であり、実際の政策運用下では遵守率や代替行動(タブレット・ゲーム機の利用など)を考慮すると、実効効果は推定値の 70~80%程度にとどまる可能性がある。全国の中学生約 314 万人を対象に単純積算すると、月間総所得増加効果は約 23.71 億円に達し、中長期的には教育政策として十分な経済的リターンをもたらす可能性がある。

表 16 政策による 1 人あたりの月間賃金上昇効果

	政策による能力の 変化	賃金係数	日本の平均 月給(円)	月間賃金上 昇額(円)
認知能力	0.98%	5.77%	332000	755

第 7 章 おわりに

本研究は、大阪府におけるスマホ持ち込み規制の緩和を準自然実験として捉え、スクリーンタイムが小中学生の認知能力および非認知能力に及ぼす因果効果を明らかにした。個票パネルデータに差の差(DID)法と操作変数(IV)推定を組み合わせ、スクリーンタイムの増加が学習時間・睡眠時間を通じて人的資本形成に負の影響を与えること、さらに非認知能力に悪影響が及ぶことを示した。

学術的貢献は次の四点に要約される。

(1) 相関分析と回帰分析にとどまりがちであった先行研究に対し、準自然実験の枠組みにより内生性に対処し、厳密な因果推論を行なった。また、大規模個票パネルデータを用いることで、スマホの高度化が進んだ現代的状況を反映した外的妥当性の高い分析を実現した。

(2) 先行研究で十分に検討されてこなかった非認知能力にも焦点を当て、非認知能力次元に対するスクリーンタイムの負の影響を実証した。

(3) 媒介分析を通じて、成績低下が主として自学時間と睡眠時間の短縮という経路を通じて生じることを明示した。

(4) Beland and Murphy(2016)では小中学生個別のスマホ保有が不十分で、処置効果識別のバイアスが懸念されたのに対し、本研究は個々の保有状況を識別可能なデータにより、より厳密な因果推定を行った。

限界と今後の課題として、分析期間中には学習指導要領の改訂や新型コロナウイルス感染症に伴う休校・オンライン授業の拡大といった同時期ショックが含まれ、推定結果にバイアスをもたらした可能性を完全には排除できない。ただし、2019年以前のデータによる頑健性検証の結果、主要な結論への影響は限定的であることを確認した。今後は、(i) 政策導入地域の拡大やスマホ利用ログ等の高頻度データの活用による識別の精緻化、(ii) スクリーンタイムの質的側面(学習アプリと娯楽の利用の区別、保護者の管理スタイルの異質性)の検討、(iii) より長期の学業・労働市場アウトカムの追跡が課題となる。

先行研究・参考文献

- Alloway, T.P., Alloway, R.G., 2012. The impact of engagement with social networking sites (SNSs) on cognitive skills. *Computers in Human Behavior* 28, 1748–1754. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2012.04.015>
- Amez, S., Baert, S., 2020. Smartphone use and academic performance: A literature review. *International Journal of Educational Research* 103, 101618. <https://doi.org/10.1016/j.ijer.2020.101618>
- Arkhangelsky, D., Athey, S., Hirshberg, D.A., Imbens, G.W., Wager, S., 2021. Synthetic Difference-in-Differences. *American Economic Review* 111, 4088–4118. <https://doi.org/10.1257/aer.20190159>

- Bandura, A., 1977. Self-efficacy: Toward a unifying theory of behavioral change. *Psychological Review* 84, 191–215. <https://doi.org/10.1037/0033-295X.84.2.191>
- Beland, L.-P., Murphy, R., 2016. Ill Communication: Technology, distraction & student performance. *Labour Economics* 41, 61–76. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2016.04.004>
- Benca, R.M., 1992. Sleep and Psychiatric Disorders: A Meta-analysis. *Arch Gen Psychiatry* 49, 651. <https://doi.org/10.1001/archpsyc.1992.01820080059010>
- Burks, S.V., Lewis, C., Kivi, P.A., Wiener, A., Anderson, J.E., Götte, L., DeYoung, C.G., Rustichini, A., 2015. Cognitive skills, personality, and economic preferences in collegiate success. *Journal of Economic Behavior & Organization* 115, 30–44. <https://doi.org/10.1016/j.jebo.2015.01.007>
- Deming, D.J., 2017. The Growing Importance of Social Skills in the Labor Market*. *The Quarterly Journal of Economics* 132, 1593–1640. <https://doi.org/10.1093/qje/qjx022>
- Duckworth, A.L., Seligman, M.E.P., 2005. Self-Discipline Outdoes IQ in Predicting Academic Performance of Adolescents. *Psychol Sci* 16, 939–944. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9280.2005.01641.x>
- Duncan, G.J., Dowsett, C.J., Claessens, A., Magnuson, K., Huston, A.C., Klebanov, P., Pagani, L.S., Feinstein, L., Engel, M., Brooks-Gunn, J., Sexton, H., Duckworth, K., Japel, C., 2007. School readiness and later achievement. *Developmental Psychology* 43, 1428–1446. <https://doi.org/10.1037/0012-1649.43.6.1428>
- Echevarria, P., Del-Ponte, B., Tovo-Rodrigues, L., Matijasevich, A., Halal, C.S., Santos, I.S., 2023. Screen use and sleep duration and quality at 15 years old: Cohort study. *Sleep Medicine: X* 5, 100073. <https://doi.org/10.1016/j.sleepx.2023.100073>
- Egeth, H., Kahneman, D., 1975. Attention and Effort. *The American Journal of Psychology* 88, 339. <https://doi.org/10.2307/1421603>
- Feng, X., Ren, S., Shi, P., 2025. The relationship and mechanism of screen time and academic performance among adolescents: an empirical study based on CEPS. *Front. Public Health* 13, 1533327. <https://doi.org/10.3389/fpubh.2025.1533327>
- Gallen, C.L., Schaerlaeken, S., Younger, Jessica W., Project iLEAD Consortium,

- Younger, Jessica Wise, O’Laughlin, K.D., Anguera, J.A., Bunge, S.A., Ferrer, E.E., Hoeft, F., McCandliss, B.D., Mishra, J., Rosenberg-Lee, M., Gazzaley, A., Uncapher, M.R., Anguera, J.A., Gazzaley, A., 2023. Contribution of sustained attention abilities to real-world academic skills in children. *Sci Rep* 13, 2673. <https://doi.org/10.1038/s41598-023-29427-w>
- Hanushek, E.A., Woessmann, L., 2008. The Role of Cognitive Skills in Economic Development. *Journal of Economic Literature* 46, 607–668. <https://doi.org/10.1257/jel.46.3.607>
- Heckman, J.J., Kautz, T., 2012. Hard evidence on soft skills. *Labour Economics* 19, 451–464. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2012.05.014>
- Heckman, J.J., Stixrud, J., Urzua, S., 2006. The Effects of Cognitive and Noncognitive Abilities on Labor Market Outcomes and Social Behavior. *Journal of Labor Economics* 24, 411–482. <https://doi.org/10.1086/504455>
- Junco, R., 2012. Too much face and not enough books: The relationship between multiple indices of Facebook use and academic performance. *Computers in Human Behavior* 28, 187–198. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2011.08.026>
- Kabilan, M.K., Ahmad, N., Abidin, M.J.Z., 2010. Facebook: An online environment for learning of English in institutions of higher education? *The Internet and Higher Education* 13, 179–187. <https://doi.org/10.1016/j.iheduc.2010.07.003>
- Khan, A., McLeod, G., Hidajat, T., Edwards, E.J., 2023. Excessive Smartphone Use is Associated with Depression, Anxiety, Stress, and Sleep Quality of Australian Adults. *J Med Syst* 47, 109. <https://doi.org/10.1007/s10916-023-02005-3>
- Khoo, S.S., Yang, H., Toh, W.X., 2024. Leveraging Instagram to enhance self-esteem: A self-affirmative intervention study and multilevel mediation analysis. *Computers in Human Behavior* 150, 107972. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2023.107972>
- Kim, S., Favotto, L., Halladay, J., Wang, L., Boyle, M.H., Georgiades, K., 2020. Differential associations between passive and active forms of screen time and adolescent mood and anxiety disorders. *Soc Psychiatry Psychiatr Epidemiol* 55, 1469–1478. <https://doi.org/10.1007/s00127-020-01833-9>
- Lawrence, A.C., Narayan, M.S., Choe, D.E., 2020. Association of Young Children’s Use of Mobile Devices With Their Self-regulation. *JAMA Pediatr* 174, 793. <https://doi.org/10.1001/jamapediatrics.2020.0129>

- Lazear, E.P., 2004. Teacher incentives. *Swedish Economic Policy Review* 179–214.
- LeMoyne, T., Buchanan, T., 2011. DOES “HOVERING” MATTER? HELICOPTER PARENTING AND ITS EFFECT ON WELL-BEING. *Sociological Spectrum* 31, 399–418. <https://doi.org/10.1080/02732173.2011.574038>
- Lundberg, S., 2017. Non-Cognitive Skills as Human Capital.
- Moon, J., Cho, S.Y., Lim, S.M., Roh, J.H., Koh, M.S., Kim, Y.J., Nam, E., 2019. Smart device usage in early childhood is differentially associated with fine motor and language development. *Acta Paediatrica* 108, 903–910. <https://doi.org/10.1111/apa.14623>
- Mulligan, C.B., 1999. Galton versus the Human Capital Approach to Inheritance. *Journal of Political Economy* 107, S184–S224. <https://doi.org/10.1086/250108>
- Murnane, R.J., Willett, J.B., Duhaldeborde, Y., Tyler, J.H., 2000. How important are the cognitive skills of teenagers in predicting subsequent earnings? *J. Pol. Anal. Manage.* 19, 547–568. [https://doi.org/10.1002/1520-6688\(200023\)19:4%253C547::AID-PAM2%253E3.0.CO;2-%2523](https://doi.org/10.1002/1520-6688(200023)19:4%253C547::AID-PAM2%253E3.0.CO;2-%2523)
- OECD, 2021. Beyond Academic Learning: First Results from the Survey of Social and Emotional Skills 2019. OECD. <https://doi.org/10.1787/92a11084-en>
- Ozimek, P., Bierhoff, H.-W., 2020. All my online-friends are better than me – three studies about ability-based comparative social media use, self-esteem, and depressive tendencies. *Behaviour & Information Technology* 39, 1110–1123. <https://doi.org/10.1080/0144929X.2019.1642385>
- Rabiner, D., Coie, J.D., 2000. Early Attention Problems and Children’s Reading Achievement: A Longitudinal Investigation. *Journal of the American Academy of Child & Adolescent Psychiatry* 39, 859–867. <https://doi.org/10.1097/00004583-200007000-00014>
- Ritchie, H., 2024. Australia approves social media ban on under-16s.
- Robinson, J.P., 2011. IT, TV and Time Displacement: What Alexander Szalai Anticipated but Couldn’t Know. *Soc Indic Res* 101, 193–206. <https://doi.org/10.1007/s11205-010-9653-0>
- Stothart, C., Mitchum, A., Yehnert, C., 2015a. The attentional cost of receiving a cell phone notification. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance* 41, 893–897. <https://doi.org/10.1037/xhp0000100>

- Tsitsika, A.K., Tzavela, E.C., Janikian, M., Ólafsson, K., Iordache, A., Schoenmakers, T.M., Tzavara, C., Richardson, C., 2014. Online Social Networking in Adolescence: Patterns of Use in Six European Countries and Links With Psychosocial Functioning. *Journal of Adolescent Health* 55, 141–147. <https://doi.org/10.1016/j.jadohealth.2013.11.010>
- Twenge, J.M., Campbell, W.K., 2018. Associations between screen time and lower psychological well-being among children and adolescents: Evidence from a population-based study. *Preventive Medicine Reports* 12, 271–283. <https://doi.org/10.1016/j.pmedr.2018.10.003>
- Van Den Heuvel, M., Ma, J., Borkhoff, C.M., Koroshegyi, C., Dai, D.W.H., Parkin, P.C., Maguire, J.L., Birken, C.S., on behalf of the TARGet Kids! Collaboration, 2019. Mobile Media Device Use is Associated with Expressive Language Delay in 18-Month-Old Children. *J Dev Behav Pediatr* 40, 99–104. <https://doi.org/10.1097/DBP.0000000000000630>
- Vossen, H.G.M., Valkenburg, P.M., 2016. Do social media foster or curtail adolescents' empathy? A longitudinal study. *Computers in Human Behavior* 63, 118–124. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2016.05.040>
- Ward, A.F., Duke, K., Gneezy, A., Bos, M.W., 2017. Brain Drain: The Mere Presence of One's Own Smartphone Reduces Available Cognitive Capacity. *Journal of the Association for Consumer Research* 2, 140–154. <https://doi.org/10.1086/691462>
- Wen, Z., Ye, B., 2014. Analyses of Mediating Effects: The Development of Methods and Models. *Advances in Psychological Science* 22, 731. <https://doi.org/10.3724/SP.J.1042.2014.00731>
- ベネッセ教育総合研究所, 2015-2021. 子どもの生活と学びに関する親子調査.
- リデル, 2025. 【リデル最新調査】日本での SNS 年齢制限は必要? 「学校での教育?」「いじめ減少?」インフルエンサーがリアルな意見を回答 [WWW Document]. URL <https://prtimes.jp/main/html/rd/p/000000468.000011944.html>
- 中国网信网, 2024. インターネット未成年者モードガイドライン [WWW Document]. URL https://www.cac.gov.cn/2024-11/15/c_1733364304749288.htm
- 中室牧子, 2024. 科学的根拠で子育て—教育経済学の最前線. ダイヤモンド社.

宋光祐, 牛尾梓, 2025. 欧州で強まる未成年の SNS 規制 フランスは 15 歳未満禁止に意欲 [WWW Document]. URL <https://www.asahi.com/articles/AST7G5V5MT7GUHBI023M.html>

戸田淳仁, 鶴光太郎, 久米功一, 2014. 幼少期の家庭環境、非認知能力が学歴、雇用形態、賃金に与える影響 (No. RIETI Discussion Paper Series 14-J-019). 独立行政法人経済産業研究所.

教育家庭新聞, 2021. iPad 管理は MDM で.

文部科学省, 2020. 学校における携帯電話の取扱い等について.

文部科学省, 2019a. 小中学校における携帯電話の取扱いに関するガイドライン.

文部科学省, 2019b. 学校における携帯電話の取扱い等に関する有識者会議（令和元年度）（第 4 回）議事要旨.

文部科学省, 2009. 学校における携帯電話の取扱い等について（通知）.

文部科学省, 2008. 青少年が利用する学校非公式サイトに関する調査について（概要）.

文部科学省, 2007. 兵庫県神戸市の私立高校 3 年男子の自殺について.

文部科学省・国立教育政策研究所, 2025. 令和 6 年度全国学力・学習状況調査 経年変化分析調査・保護者に対する調査の結果.

日本政府, 2008. 青少年が安全に安心してインターネットを利用できる環境の整備等に関する法律（平成二十年法律第七十九号）.

日本経済団体連合会, 2018. 2018 年度 新卒採用に関するアンケート調査結果.

日本経済新聞, 2025. 欧州、子どもの SNS 規制へ 年齢確認・機能制限の新法検討 仏、実現へ働きかけ 実効性の確保課題 [WWW Document]. URL <https://www.nikkei.com/article/DGKKZO89904910Y5A700C2FF8000/>

日本経済新聞, 2024. 2024 年平均賃金、月 33 万 200 円 伸び率 33 年ぶり大きき [WWW Document]. URL <https://www.nikkei.com/article/DGXZQOUA265MP0W4A221C2000000/>

総務省, 2022. 我が国における青少年のインタ-ネット利用に係るペアレンタルコントロールに関する調査. 総務省.

付録

● 合成 DID の推定手順

本付録では、本稿で用いた Synthetic Difference-in-Differences (SDID) 推定手法を説明する。SDID (Arkhangelsky et al., 2021) は、Difference-in-Differences (DID) と Synthetic Control Method (SCM) の特徴を統合したアプローチであり、処置前の処置群と対照群の動向をより精密に整合させることで反事実系列を推定する。本研究では、大阪府の小中学生を処置群、其他都道府県の小中学生を対照群として設定し、合成 DID により政策効果を評価した。

1. 記号

\mathbf{Y}_{it} : 単位 i の時点 t におけるアウトカム、 \mathbf{W}_{it} : 処置指標、 \mathbf{T}_0 : 政策介入直前の最終観測時点 (処置前最終期)、 J : 処置単位を除く対照地域に居住する小中学生の集合 (ドナープール)、式(1)は、合成コントロールを構成する単位ウェイトに関する制約を示している。式(2)は時間ウェイトに関する制約を示している。

$$\widehat{\omega}^{sdid} \geq \mathbf{0}, \quad \sum_{i \in J} \widehat{\omega}^{sdid} = \mathbf{1} \quad (1)$$

$$\widehat{\lambda}^{sdid} \geq \mathbf{0}, \quad \sum_{t \leq T_0} \widehat{\lambda}^{sdid} = \mathbf{1} \quad (2)$$

2. 単位ウェイトの推定

まず、処置前期間において処置単位のアウトカム推移と対照単位の加重平均を近似させるために、以下の最適化問題により単位ウェイトを推定する。

$$\widehat{\omega}^{sdid} = \arg \min_{\omega \geq \mathbf{0}, \mathbf{1}'\omega = \mathbf{1}} \| \mathbf{Y}_{1,pre} - \mathbf{Y}_{0,pre} \omega \|^2 + \zeta \| \omega \|^2 \quad (3)$$

ここで ζ は正則化パラメータであり、極端なウェイト付けを防止し、モデルの安定性を高める役割を果たす。 $\| \cdot \|$ はベクトルのノルム (長さ) を表す演算子である。 $\mathbf{Y}_{1,pre}$ は、条例施行前における大阪府のスクリーンタイムの観測値 (またはその平均) を表し、処置前の基準値として用いられる。 $\mathbf{Y}_{0,pre}$ は、条例施行前における対照都道府県

のスクリーンタイムを単位ウェイト ω_j により加重平均した値であり、「合成大阪」の処置前アウトカムを表す。

3. 時間ウェイトの推定

続いて、処置前期間の複数期にわたる動向をより精密に整合させるために、以下の最適化問題に基づき時間ウェイトを推定する。

$$\hat{\lambda}^{sdid} = \arg \min_{\omega \geq 0, \mathbf{1}'\omega = 1} \| Y_{1,pre} - Y_{0,pre}\omega \|^2 + \zeta \| \lambda \|^2 \quad (4)$$

4. 加重 DID 推定

推定された単位ウェイトと時間ウェイトを用いて、加重最小二乗法により政策効果を推定する。こちらの μ は定数項であり、 α_i は個人固定効果、 β_t 時間固定効果である。

$$(\hat{\tau}^{sdid}, \hat{\mu}, \hat{\alpha}, \hat{\beta}) = \arg \min_{\tau, \mu, \alpha, \beta} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (Y_{it} - \mu - \alpha_i - \beta_t - W_{it}\tau)^2 * \hat{\omega}_i^{sdid} * \hat{\lambda}_t^{sdid} \quad (5)$$

本手法により、処置前の大阪府における小中学生と合成対照の動向を整合させ、処置後に観察される乖離をスマホ持ち込み解禁政策による因果効果として識別している。