



RIETI Discussion Paper Series 26-J-042

日本における認知スキルと非認知スキルの形成 状態空間モデルによるCOVID-19の影響分析

堀江 哲史

日本大学

乾 友彦

経済産業研究所



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所

<https://www.rieti.go.jp/jp/>

日本における認知スキルと非認知スキルの形成 状態空間モデルによる COVID-19 の影響分析*

堀江哲史[†]乾友彦[‡]

要 旨

本研究は、日本における出生から青年期までの認知スキルおよび非認知スキルの形成過程を推定し、COVID-19 流行前までに形成されたスキルが、成人移行期の学校生活および学習経験とどのように関連していたかを分析する。厚生労働省および文部科学省が実施した「21 世紀出生児縦断調査（平成 13 年出生児）」の個票データに、Cunha et al. (2010) に基づく動学的潜在因子モデルを適用し、複数の観測指標に共通する成分を、認知スキル因子、非認知スキル因子および家庭投資因子として推定した。遷移方程式では、就学前段階の認知スキル因子と家庭投資因子が次期の非認知スキル因子に、就学後段階の非認知スキル因子と家庭投資因子が次期の両スキル因子に結び付く関係が推定された。この推定結果は、就学前に形成された非認知スキル因子が、自己生産性と交差生産性を介して後続期の両スキル形成へつながる可能性を示している。また、2022 年および 2023 年の推定では、認知スキル因子が高い学生ほど学校生活の満足度および授業内容の理解度が向上したと回答しにくく、非認知スキル因子が高い学生ほど向上したと回答しやすい傾向がみられた。この符号関係は、性別と出生コーホートのいずれの組合せでも共通して推定された。ただし認知スキル因子の負の係数は、状態の悪化による場合だけでなく、比較時点の状態が比較的良好で改善余地が小さかった場合にも生じ得る。

Keywords: 認知スキル, 非認知スキル, 状態空間モデル, COVID-19, 21 世紀出生児縦断調査

JEL Classification: C38, I21, J13, J24

RIETI ディスカッション・ペーパーは、専門論文の形式でまとめられた研究成果を公開し、活発な議論を喚起することを目的としています。論文に述べられている見解は執筆者個人の責任で発表するものであり、所属する組織及び(独)経済産業研究所としての見解を示すものではありません。

* 本稿は、独立行政法人経済産業研究所（RIETI）におけるプロジェクト「サプライチェーンマネジメントと生産性」の成果の一部である。分析に当たっては、厚生労働省および文部科学省が実施した「21 世紀出生児縦断調査（平成 13 年出生児）」の調査票情報を利用した。本稿の原案は、経済産業研究所（RIETI）のディスカッション・ペーパー検討会で発表を行ったものである。検討会参加者からの有益なコメントに感謝したい。

[†] 日本大学経済学部（horie.tetsushi@nihon-u.ac.jp）

[‡] 学習院大学国際社会科学部

1 序論

人的能力の形成は、出生時の家庭環境を起点として、乳幼児期の発達、家庭による投資、学校での経験および本人の行動特性が相互に作用するなかで進む。この過程で形成される能力のうち、知識の獲得や処理、記憶、推論などの認知的活動に関わる能力は認知スキルと呼ばれ、情緒的安定性、意欲、自己統制などに関わる社会情緒的能力は非認知スキルと呼ばれる。これらのスキルは発達過程を通じて累積的に形成され、その後の教育、就業、健康および社会的行動と密接に関係することが、多くの研究によって示されてきた (Heckman et al., 2006; Heckman and Kautz, 2012; Heckman et al., 2013)。認知スキルおよび非認知スキルそのものを直接観測することはできず、発達検査や学力検査の得点、本人や保護者による回答などの代理指標にも、指標固有の要因と測定誤差が含まれる。このため、スキル形成過程を分析するには、複数の観測指標に共通する成分を潜在スキル因子として捉え、指標固有の成分や測定誤差と区別する必要がある。Cunha and Heckman (2007) は、自己生産性、交差生産性および動学的補完性を組み込んだ多段階のスキル形成に関する理論的枠組みを提示した。Cunha et al. (2010) は、認知スキル、非認知スキルおよび家庭投資を潜在因子として扱い、発達段階別の遷移過程を推定する動学的潜在因子モデルへと発展させた。しかし、日本における乳幼児期から青年期までのスキル形成過程を推定した研究は筆者の知る限り限られている。

本研究で用いる「21 世紀出生児縦断調査（平成 13 年出生児）」は 2001 年に出生した個人を継続的に追跡し、発達状況、主観的な学校成績、社会性、性格特性、家庭環境および家庭投資に関する情報を繰り返し収集している。そこで、同調査の調査票情報に Cunha et al. (2010) を基礎とする動学的潜在因子モデルを適用し、認知スキル因子、非認知スキル因子および家庭投資因子を推定する。また、当期の各スキル因子および家庭投資因子と次期の各スキル因子との関係を、就学前後で比較する。また、COVID-19 の感染拡大が始まった 2020 年は、調査対象者が高校から高等教育へ移行した時期にあたり、同調査はその後も継続されている。第 20 回から第 22 回までの調査では、学生に学校生活の満足度および授業内容の理解度について尋ねている。これらの回答を用い、COVID-19 流行前までの情報から推定した潜在スキル因子と、流行期およびその後の学校生活および学習経験との関連を分析する。

本稿の構成は次のとおりである。第 2 節では、本研究に関連する先行研究を整理する。第 3 節では、「21 世紀出生児縦断調査（平成 13 年出生児）」の特徴、分析対象ならびに認知スキル因子、非認知スキル因子および家庭投資因子の観測指標を説明し、COVID-19 関連指標を示す。第 4 節では、Cunha et al. (2010) を基礎とする動学的潜在因子モデルと推定方法を説明する。第 5 節では、動学的スキル形成の推定結果と、COVID-19 流行期およびその後の学校生活および学習経験との関連を示す。第 6 節では、分析結果を要約し、その含意と今後の課題を述べる。

2 先行研究

2.1 家庭投資と動学的スキル形成

親による子どもへの投資には、教育支出だけでなく、親子活動、家庭内の学習環境、体験活動および親による時間投入が含まれる。Becker and Toms (1986) は、親が自身の消費と子どもの将来の厚生を考慮し、予算制約のもとで人的資本投資と資産移転を選択する世代間移転モデルを提示した。Cunha and Heckman (2007) は、この人的資本投資の枠組みを、子ども期を複数の発達段階に分けた動学的なスキル形成の枠組みへと拡張した。この枠組みには、当期のスキルが次期の同種のスキル形成を促す自己生産性と、当期の一方のスキルが次期の他方のスキル形成を促す交差生産性が組み込まれている。また、当期のスキル水準が高いほど、次期のスキル形成に対する家庭投資の限界効果が大きくなる動学的補完性も考慮されている。自己生産性と動学的補完性が同時に働く場合、早い段階で形成されたスキルは、その後も直接持続するだけでなく、後の投資の生産性を高めることを通じて累積的に増幅される。そのため、早期投資と後期投資は単純な代替関係ではなく、早期投資の成果を十分に引き出すには、その後の投資を継続することが重要となる。この枠組みは、早期の不利を後の投資によって補うことが不可能であることを意味するものではないが、補償に必要な費用が高くなり得ることを示している。

Cunha et al. (2010) は、この理論的枠組みを、認知スキル、非認知スキルおよび家庭投資を複数の代理指標から測定する動学的潜在因子モデルとして推定した。スキルの遷移には CES 型方程式を用い、当期の認知スキル、非認知スキル、家庭投資および親のスキルが次期の各スキルにどのように関係するかを発達段階別に推定している。また、家庭投資が子どものスキルや家庭属性に応じて選択される可能性を考慮し、その内生性も扱っている。同研究の推定結果では、認知スキルと非認知スキルの自己生産性はいずれも後の発達段階で大きい。交差生産性については、非認知スキルから認知スキルへの関係が早い段階で大きく、後の段階では弱まる一方、認知スキルから非認知スキルへの関係は両段階とも小さい。家庭投資に対応するパラメータは、認知スキルでは早い段階で大きく、非認知スキルでは発達段階間の差が比較的小さい。これに加え、認知スキルの形成では、当期のスキルと家庭投資との代替可能性が後の段階で大幅に低下する一方、非認知スキルの形成における代替可能性は二つの段階でおおむね同程度と推定されている。Cunha et al. (2010) は、これらの結果を、認知スキルの不利を後の段階で補うことは相対的に難しいのに対し、非認知スキルには後の段階にも調整の余地が残ることを示すものと解釈している。また、観測されない異質性や家庭投資の決定仮定を明示的に組み込み家庭投資の内生性を考慮すると推定値が変化することを示しており、家庭投資の選択過程を扱うことの重要性を示している。

Johnson and Jackson (2019) は、米国における Head Start の導入と学校財政改革による K-12 公立学校支出の変化を用いて、就学前と就学後の教育投資の動学的補完性を検討

した。低所得層の子どもでは、Head Start への支出と K-12 公立学校支出はいずれも、成人期の教育達成と所得を高め、貧困状態になる確率と収監される確率を低下させた。Head Start への支出がこれらの成人期の結果に及ぼす効果は、その後に通う公立学校の支出が多いほど大きかった。反対に、K-12 公立学校支出の増加による効果も、就学前に Head Start を経験した子どもで大きかった。以上の結果は、就学前と就学後の教育投資が互いの効果を高める動学的補完性を示している。

家庭投資とスキル形成との関係は、異なるデータと方法からも検討されている。Attanasio et al. (2020) は、コロンビアの幼児期介入を用いて認知・社会情緒的スキルの生産関数を推定し、介入が親による時間的・物的投資を増加させ、観察されたスキルの向上が主としてこの投資の増加によって説明されることを示した。日本について、Matsuoka (2019) は「21 世紀出生児縦断調査（平成 13 年出生児）」を用い、大学卒の親ほど子どもに多様な経験を提供し、中学校進学が近づくにつれて家庭投資の重点を学業準備へ移すことを示した。これらの研究は、親による投資の選択が介入や子どもの教育段階に応じて変化し、子どものスキルや学校適応と関係することを示している。

日本における出生月によるスキル差と投入・経験の違いについて、Yamaguchi et al. (2023) は、2015 年から 2018 年にかけて、埼玉県内の公立学校に在籍する小学 4 年生から中学 3 年生までを対象とした縦断データを用い、同一学年内で相対的に若い児童・生徒ほど認知スキルと非認知スキルが低いことを示した。認知スキルの差は学年とともに縮小する一方、非認知スキルの差は比較的持続する。また、学習時間、読書時間および通塾率に加え、スポーツや芸術活動への時間配分、教師・同級生との関係に対する自己評価にも出生月による違いを確認し、認知面では補償的投資と整合的な行動がみられると解釈している。

2.2 外生的ショックと家庭や個人の反応

家庭投資や学習環境は、外生的ショックに応じて変化し得る。COVID-19 による学校閉鎖を動学的な人的資本形成モデルに組み込んだ Fuchs-Schündeln et al. (2022) は、公的な学校投入と親による時間的・金銭的投入から人的資本が形成される構造的ライフサイクルモデルを構築し、学校閉鎖の長期的影響をシミュレーションしている。このモデルによると、親は学校投入の減少に応じて家庭投資を増加させるものの、その減少を完全には補えず、人的資本、生涯所得および厚生損失は、子どもの年齢や家庭背景によって異なるとしている。Agostinelli et al. (2022) も、学校、友人および親からの投入を含む構造モデルを用い、遠隔授業への移行による学習生産性の低下、友人環境の変化および親による学習支援の制約が、持続的な学習損失と教育格差の拡大に寄与すると推計している。また、Inui and Okudaira (2022) は、「21 世紀出生児縦断調査（平成 13 年出生児）」と東日本大震災の地域別被害情報をうい、強い揺れを経験した地域で塾など認知スキルへの私的投資が増加したことを示した。これらの研究は、ショック後の人的資本形成に、教育環境の直接的な変化だけでなく、家庭による補償行動や友人環境の変化も関わり得ることを示している。

2.3 COVID-19 流行期の学習成果と経験

COVID-19 流行期に観測された学習成果と経験についても、複数の実証研究が行われている。Engzell et al. (2021) は、学校閉鎖期における児童の学習の進展が過年度の同時期を下回り、その差が親の教育水準の低い家庭で大きかったことを示した。日本では、Asakawa and Ohtake (2025) が奈良市の小学生の行政データを用い、COVID-19 が算数学力と主体的に学習する態度に与えた影響を分析している。平均では算数学力に持続的な低下がみられず、主体的に学習する態度も改善した一方、不利な生活環境に置かれた児童には、認知・非認知の両面で負の影響が残った。大学生を対象とした Aucejo et al. (2020) は、学習時間が増加した学生と減少した学生の双方がみられるとともに、卒業時期や将来期待にも変化が生じ、これらの変化の程度が社会経済的背景によって異なることを報告している。これらの研究は、COVID-19 流行期の学習成果や学校生活上の経験が一様ではなく、事前の状態、生活環境および社会経済的背景によって異なることを示している。

2.4 本研究の特徴

以上の先行研究を踏まえ、本研究は日本の出生児を継続的に追跡した調査票情報を用い、認知スキル因子、非認知スキル因子および家庭投資因子を推定し発達段階間で比較する。潜在因子の測定構造と多段階の遷移関係には Cunha et al. (2010) の枠組みを用い、遷移方程式をコブ＝ダグラス型とし、家庭投資因子を発達段階別の自己回帰過程とする。さらに、COVID-19 流行前までの情報から推定した潜在スキル因子と、その後の学校生活および学習経験との関連を分析し、性別および出生コホートによる異質性も検討する。

3 データ

本研究では、厚生労働省および文部科学省が調査している「21 世紀出生児縦断調査（平成 13 年出生児）」の調査票情報を用いる。同調査は、全国で 2001 年 1 月 10 日から 17 日まで、および同年 7 月 10 日から 17 日までに出生した子とその保護者を対象とする全数調査であり、対象者の把握には厚生労働省が実施する人口動態調査の出生票が用いられている。第 1 回調査では 53,575 人に調査票が配布され、47,015 人から回答が得られた。その後、回収数は調査の継続に伴って減少し、第 20 回調査では 24,335 人、第 21 回調査では 22,872 人、第 22 回調査では 21,523 人となっている。第 22 回調査時点で対象者は 22 歳である。分析に用いた標本は、第 1 回から第 22 回まで継続して観測された 16,937 人である。ここには質問項目単位での欠損がある者も含まれる。

表 1: 分析期間と調査年及び年齢の関係

期間	調査回	調査時年齢	暦年	発達段階
第 1 期	第 1 回～第 4 回	生後 6.5 か月～3 歳 6.5 か月	2001～2005 年	乳幼児期
第 2 期	第 5 回～第 6 回	4 歳 6.5 か月～5 歳 6.5 か月	2005～2007 年	就学前
第 3 期	第 7 回～第 9 回	7～9 歳	2008～2010 年	小学校前半
第 4 期	第 10 回～第 12 回	10～12 歳	2011～2013 年	小学校後半
第 5 期	第 13 回～第 15 回	13～15 歳	2014～2016 年	中学生期
第 6 期	第 16 回～第 18 回	16～18 歳	2017～2019 年	高校生期

3.1 分析期間

認知スキル因子、非認知スキル因子および家庭投資因子の推定には、COVID-19 流行前の第 1 回から第 18 回までの情報を用いる。各調査回の調査項目は調査回によって異なるため、複数の調査回を次の 6 つの期間に集約する。各観測指標について、期間の中に複数の調査回が含まれる場合、個人ごとに当該期間内の中央値を算出しその期間の値とした。

3.2 潜在因子の観測指標

本研究では、認知スキル因子、非認知スキル因子および家庭投資因子の 3 つの因子を採用する。21 世紀出生児縦断調査では学力が検査されていない。このため、乳幼児期の言語発達、微細運動および自立行動に関する指標と、学齢期の主観的成績、主要教科に関する自己評価、授業内容の理解度などを、認知面に関わる観測指標として用いる。これらの観測指標から推定される因子は、乳幼児期の発達指標と学齢期の学習関連自己評価に共通する成分を捉える。したがって、狭義の認知能力よりも広い概念として解釈されるが、先行研究との対応関係を明確にするため、以下では認知スキル因子と呼ぶ。推定に用いる観測指標は次のとおりである。

表 2 の「学校生活に対する肯定的評価スコア」と「自己評価による授業内容の理解度」は、第 18 回までの質問項目であり、次節で扱う観測指標とは異なる変数である事に注意されたい。同じ質問項目でも調査回によって質問数や得点範囲が異なることがあるため、各合成スコアは、原則として得点範囲に基づき 0 から 1 までの範囲へ変換する。各スコアは、値が大きいほど対応するスキル因子または家庭投資因子の水準が高くなるように方向を統一する。子育て費用総額は 1 万円単位に換算し、1 を加えた後に対数変換する。各期間に利用できる観測指標は調査票の構成によって異なるため、調査回と観測指標との詳細な対応は付表に示す。

表 2: 潜在因子と観測指標

潜在因子	観測指標	
認知スキル因子	・ 微細運動・自立行動スコア ・ 言語機能発達スコア ・ 遊びによる認知刺激スコア ・ 好奇心や言語機能の発達スコア	・ 自己評価による得意科目スコア ・ 主観的成績スコア ・ 自己評価による授業内容の理解度
非認知スキル因子	・ 幼児期の社会性・積極性スコア ・ 外在化問題の少なさスコア ・ 内在化問題の少なさスコア ・ 行動上の自己調整・社会適応スコア ・ 日常生活の自立・適応行動スコア ・ 家庭内における責任・協調性スコア ・ 学校生活に対する肯定的評価スコア ・ 部活動の満足度	・ レジリエンススコア ・ 外向性スコア ・ 協調性スコア ・ 勤勉性スコア ・ 情緒安定性スコア ・ 開放性スコア ・ 自尊感情スコア ・ 精神的健康スコア
家庭投資因子	・ 子育て費用総額 ・ 読書・漫画冊数 ・ 父母の育児関与スコア	・ 建設的なしつけ対応スコア ・ 遊びへの配慮スコア ・ 食事時に気を付けることスコア

3.3 教育年数と COVID-19 関連指標

潜在スキル因子の数値を教育年数との対応が分かる尺度で解釈するため、第 22 回調査時点の教育年数を構成する。詳細は 4.3 節を参照されたい。第 22 回調査時点で学生である者については、現在の在学先に基づき、大学または高等専門学校を 16 年、短期大学または専修学校・各種学校を 14 年とする。現在休学中である者、または休学期間が 7 か月以上である者については、対応する教育年数から 1 年を差し引いている。学生以外の者については、就業者および非労働力者に対する学歴の設問を統合した。最終学歴が中学校の場合は 9 年、高等学校または特別支援学校の場合は 12 年、短期大学、高等専門学校または専修学校・各種学校の場合は 14 年とする。その他および教育年数を特定できない回答は欠損値として扱う。推定では、教育年数を 10 で除した値を第 4.3 節の尺度調整に用いている。

第 20 回から第 22 回までの調査では、調査時点で大学へ進学した者へ、学校生活の満足度と授業内容の理解度に関して質問している。第 20 回調査では、それぞれについて COVID-19 による影響があったかを尋ねている。第 21 回調査では COVID-19 流行前と比較した現在の状態が、第 22 回調査では緊急事態措置およびまん延防止等重点措置の期間と比較した現在の状態が尋ねられている。従って第 21 回の指標は流行前からの変化を、第 22 回の指標は行動制限期からの変化を表し、「変わらない」と「低下した」或いは「影響があった」を 0、「向上した」或いは「影響がなかった」を 1 とし、「わからない」と無回答は欠損値としている。

表 3: COVID-19 関連指標の作成方法

調査回	調査年	設問内容・比較基準	1 となる回答	0 となる回答
第 20 回	2021 年	COVID-19 による影響の有無	影響がなかった	影響があった
第 21 回	2022 年	COVID-19 流行前	向上した	変わらない・低下した
第 22 回	2023 年	2022 年 3 月までの行動制限期	向上した	変わらない・低下した

^a 「わからない」と無回答は欠損値とする。

4 実証モデル

4.1 モデルの構成と時間区分

本研究では、Cunha et al. (2010) の枠組みを基礎とする動学的潜在因子モデルを用いる。個人を $i = 1, \dots, N$ 、表 1 に示した期間を $t = 1, \dots, T$ とし、 $T = 6$ とする。個人 i の期間 t における認知スキル因子、非認知スキル因子および家庭投資因子をそれぞれ $\theta_{i,t}^C, \theta_{i,t}^N, I_{i,t}$ で表す。推定上の状態変数はこれらの対数であり、 $a_{i,t}^C = \ln \theta_{i,t}^C$ 、 $a_{i,t}^N = \ln \theta_{i,t}^N$ および $a_{i,t}^I = \ln I_{i,t}$ とする。遷移方程式の係数は発達段階によって 2 つに分け、 $t = 1, 2$ では $s(t) = 1$ 、 $t = 3, 4, 5, 6$ では $s(t) = 2$ とする。本研究では $s(t) = 1$ が就学前段階、 $s(t) = 2$ が就学後段階に相当する。

4.2 観測方程式と潜在因子の識別

因子 $k \in \{C, N, I\}$ に関する期間 t の第 j 観測指標を $Z_{i,t,j}^k$ とする。期間によって利用できる観測指標が異なるためその数を M_t^k とする。このとき観測方程式を次のように表す。

$$Z_{i,t,j}^k = \lambda_{t,j}^k a_{i,t}^k + \sum_{\ell=1}^3 \beta_{t,j,\ell}^k X_i^{(\ell)} + \varepsilon_{i,t,j}^k, \quad j = 1, \dots, M_t^k.$$

ここで、 $X_i^{(1)} = 1$ とし、 $X_i^{(2)}$ と $X_i^{(3)}$ はそれぞれ女性ダミーと 7 月コーホートダミーである。 $\lambda_{t,j}^k$ は因子負荷であり、潜在因子の違いが観測指標にどの程度反映されるかを表す。観測指標の測定精度は、因子負荷だけでなく、測定誤差 $\varepsilon_{i,t,j}^k$ の分散にも依存する。

潜在因子の位置と尺度を識別するため、初期潜在状態の平均を 0 に固定し、各期間に観測指標が存在する因子について、基準となる一つの観測指標の因子負荷を 1 に固定する。この基準化により、潜在因子の個人間および期間間の変動を推定できる。ただし、基準とする観測指標を変更すると潜在因子の 1 単位が表す大きさも変わるため、認知スキル因子と非認

知スキル因子には、次節で説明する教育年数との対応による尺度調整を行う。

4.3 教育年数による潜在因子の尺度調整

潜在因子を教育年数との対応が分かる尺度で表すため、Cunha et al. (2010) に倣い、3.3 節で構成した第 22 回調査時点の教育年数を 10 で除した値 A_i を用いる。女性ダミーを F_i 、7 月コーホートダミーを B_i としたとき、教育年数の方程式を次のように表す。

$$A_i = \delta_0 + \delta_F F_i + \delta_B B_i + \alpha^C a_{i,T}^C + \alpha^N a_{i,T}^N + u_i.$$

α^C および α^N は、最終期の認知スキル因子と非認知スキル因子を、10 で除した教育年数に結び付ける係数である。本研究では、 $\alpha^C = 1$ に固定して α^N を推定し、教育年数を基準に 2 つの潜在スキル因子の尺度をそろえる。非認知スキル因子、性別および出生コーホートが同じ時、 $a_{i,T}^C$ の 0.1 の差は教育年数 1 年に対応する。同様に、認知スキル因子、性別および出生コーホートが同じ場合、 $a_{i,T}^N$ の 0.1 の差は教育年数 α^N 年に対応する。次節の遷移方程式には、 α^C および α^N による尺度調整を反映する。

4.4 スキル因子と家庭投資因子の遷移方程式

認知スキル因子および非認知スキル因子の形成過程は、教育年数との対応によって尺度調整したコブ＝ダグラス型生産関数として定式化する。スキル $k \in \{C, N\}$ の遷移方程式は次のとおりである。

$$a_{i,t+1}^k = \frac{1}{\alpha^k} \left\{ \gamma_{s(t),1}^k \alpha^C a_{i,t}^C + \gamma_{s(t),2}^k \alpha^N a_{i,t}^N + \gamma_{s(t),3}^k a_{i,t}^I \right\} + \eta_{i,t+1}^k.$$

遷移方程式では、各投入係数に $\gamma_{s(t),m}^k \geq 0$ および $\sum_{m=1}^3 \gamma_{s(t),m}^k = 1$ という制約を課している。 $\gamma_{s(t),1}^C$ と $\gamma_{s(t),2}^N$ は、それぞれ認知スキル因子と非認知スキル因子の自己生産性を表す。 $\gamma_{s(t),2}^C$ は非認知スキル因子から認知スキル因子への交差生産性を、 $\gamma_{s(t),1}^N$ は認知スキル因子から非認知スキル因子への交差生産性を表す。 $\gamma_{s(t),3}^k$ は家庭投資因子の投入係数である。 $\eta_{i,t+1}^k$ は、次期のスキル形成に対するショックと観測されない投入要素を表す。

教育年数との対応によって尺度調整したスキル因子の水準を $\tilde{\theta}_{i,t}^k \equiv \exp(\alpha^k a_{i,t}^k)$ とする。遷移方程式を水準で表すと、次の式が得られる。

$$\tilde{\theta}_{i,t+1}^k = \left(\tilde{\theta}_{i,t}^C \right)^{\gamma_{s(t),1}^k} \left(\tilde{\theta}_{i,t}^N \right)^{\gamma_{s(t),2}^k} I_{i,t}^{\gamma_{s(t),3}^k} \exp(\alpha^k \eta_{i,t+1}^k).$$

この式では、当期の二つのスキル因子と家庭投資因子が組み合わされ、次期のスキル因子が形成される。遷移ショックを 0 とし、当期の尺度調整後のスキル因子と家庭投資因子をすべて 1 とする点では、認知スキル因子と家庭投資因子との交差偏微分、および非認知スキル因子と家庭投資因子との交差偏微分は、それぞれ次のように表される。

$$\begin{aligned} \frac{\partial^2 \tilde{\theta}_{i,t+1}^k}{\partial \tilde{\theta}_{i,t}^C \partial I_{i,t}} \bigg|_{\tilde{\theta}_{i,t}^C = \tilde{\theta}_{i,t}^N = I_{i,t}=1, \eta_{i,t+1}^k=0} &= \gamma_{s(t),1}^k \gamma_{s(t),3}^k. \\ \frac{\partial^2 \tilde{\theta}_{i,t+1}^k}{\partial \tilde{\theta}_{i,t}^N \partial I_{i,t}} \bigg|_{\tilde{\theta}_{i,t}^C = \tilde{\theta}_{i,t}^N = I_{i,t}=1, \eta_{i,t+1}^k=0} &= \gamma_{s(t),2}^k \gamma_{s(t),3}^k. \end{aligned}$$

この点は、当期の三つの対数因子がいずれも 0 となる状態に対応する。交差偏微分は対応する二つの係数の積であり、両係数が正であれば、当期のスキル因子が高いほど家庭投資因子の限界生産性が大きくなるという動学的補完性を表す。本研究では投入係数に非負制約を課しているため、推定結果では交差偏微分の符号ではなくその相対的な大きさを比較する。交差偏微分が表す動学的補完性は 1 期先のスキル形成における局所的な性質であるが、各期に形成されたスキル因子は次期の投入となり、自己生産性と交差生産性を通じて後続期へ波及する。この再帰的な構造により、スキル因子と家庭投資因子の組合せは、複数の発達段階にわたる累積的な形成につながる。

家庭投資因子については、その持続性を発達段階別の自己回帰過程として表す。

$$a_{i,t+1}^I = \delta_{s(t)} a_{i,t}^I + \nu_{i,t+1}.$$

$\delta_{s(t)}$ は家庭投資因子の持続性を表す自己回帰係数であり、 $\nu_{i,t+1}$ は家庭投資因子に対するショックである。家庭投資因子の自己回帰過程はスキル因子形成過程と同時に推定する。同じ期間に生じる三つの遷移ショックは、当期の潜在状態を所与として独立であると仮定する。

4.5 COVID-19 関連指標の推定方程式

3.3 節で定義した調査年別に構成した 6 つの 2 値変数を推定対象とする。調査年を $r \in \{2021, 2022, 2023\}$ 、項目を $q \in \{\text{学校生活の満足度, 授業内容の理解度}\}$ とする。潜在変数を $Q_{i,r,q}^*$ とすると、交互作用項を含むプロビットモデルは次のように表される。

$$\begin{aligned} Q_{i,r,q}^* &= \kappa_{r,q} + \pi_{r,q}^C a_{i,T}^C + \pi_{r,q}^N a_{i,T}^N + \xi_{r,q}^F F_i + \xi_{r,q}^B B_i \\ &\quad + \psi_{r,q}^{C,F} a_{i,T}^C F_i + \psi_{r,q}^{N,F} a_{i,T}^N F_i + \psi_{r,q}^{C,B} a_{i,T}^C B_i + \psi_{r,q}^{N,B} a_{i,T}^N B_i + e_{i,r,q}. \\ Q_{i,r,q} &= \mathbf{1} \{Q_{i,r,q}^* > 0\}, \quad e_{i,r,q} \sim N(0, 1). \end{aligned}$$

4.6 推定

初期潜在状態 $(a_{i,1}^C, a_{i,1}^N, a_{i,1}^I)'$ は、平均を 0 とする多変量正規分布に従い、その分散共分散行列を P_0 とする。測定誤差、尺度調整の回帰式の誤差とプロビットモデルの誤差、および各遷移ショックは平均 0 の正規分布に従うと仮定する。測定誤差の分散は観測指標・期間

間で、遷移方程式の誤差分散は因子・発達段階間で異なることを許容する。潜在状態を所与とした誤差項は、方程式間、期間間および個人間で互いに独立と仮定する。観測方程式、潜在因子の遷移方程式、尺度調整の回帰式および COVID-19 関連指標のプロビットモデルを単一の尤度関数に組み込み、自由パラメータを最尤法によって同時に推定を行っている。

5 推定結果

5.1 遷移方程式の推定結果

表 4 は、尺度の調整において各スキル因子と女性ダミーとの交互作用項を含めた推定から得られた遷移方程式の推定結果を示している。係数の合計を 1 とする制約のもとで、次期の認知スキル因子に対する係数は、就学前段階では当期の認知スキル因子が 0.589、非認知スキル因子が 0.411 であり、家庭投資因子は 0.000 であった。就学後段階では家庭投資因子が 0.940 を占め、当期の認知スキル因子と非認知スキル因子は、それぞれ 0.002 と 0.058 であった。次期の非認知スキル因子に対する係数は、就学前段階では家庭投資因子が 0.872 と最も大きく、認知スキル因子が 0.126、非認知スキル因子が 0.002 であった。就学後段階では当期の非認知スキル因子が 0.969 を占め、家庭投資因子は 0.030、認知スキル因子は 0.001 であった。認知スキル因子と非認知スキル因子のいずれについても、各投入係数の大きさが就学前後で大きく異なっている。

4.4 節で定義した交差偏微分を推定値から求めると、就学前段階では、認知スキル因子と家庭投資因子に関する次期非認知スキル因子の交差偏微分が 0.110 と最も大きい。就学後段階では、非認知スキル因子と家庭投資因子に関する交差偏微分が、次期認知スキル因子で 0.054、次期非認知スキル因子で 0.029 となり、同段階のほかの組合せを上回る。就学前段階で形成された非認知スキル因子は、就学後段階では 0.969 の自己生産性を持つとともに、認知スキル形成への投入にもなる。従って、就学前段階における認知スキル因子と家庭投資因子の補完性を通じて形成された非認知スキル因子が後続期へ伝わり、就学後段階では、その非認知スキル因子と家庭投資因子との組合せが両スキル形成への投入となる。

複数の投入係数が 0 または 1 に近いほか、家庭投資因子の自己回帰係数は、就学前段階に 9.310、就学後段階に 0.603 と推定されている。家庭投資因子は期間によって観測指標の構成が異なるため、この自己回帰係数は、前期の家庭投資因子と次期の家庭投資因子との関係に、潜在因子の尺度の問題や期間の丸め込みなどが複合して推定された可能性が高い。また、すべての方程式を同時に推定しているため、COVID-19 関連指標のプロビット方程式に各スキル因子と 7 月コーホートダミーとの交互作用項を加えたモデルでは、異なる遷移方程式の推定結果となっている¹。

¹ 例えば、各スキル因子と 7 月コーホートダミーとの交互作用項を加えた推定では、就学前段階の認知スキル因子に対する非認知スキル因子の係数が 0.994、就学後段階の認知スキル因子に対する自己生産性が 0.568 となる。また、家庭投資因子の自己回帰係数は、就学前段階で 0.974、就学後段階で 0.958 となる。

表 4: 遷移方程式の推定結果

	就学前段階		就学後段階	
Panel A: 次期の認知スキル因子				
当期の認知スキル因子	$\gamma_{1,1}^C$	0.589 (0.016)	$\gamma_{2,1}^C$	0.002 (0.036)
当期の非認知スキル因子	$\gamma_{1,2}^C$	0.411 (0.035)	$\gamma_{2,2}^C$	0.058 (0.020)
当期の家庭投資因子	$\gamma_{1,3}^C$	0.000 (0.030)	$\gamma_{2,3}^C$	0.940 (0.040)
Panel B: 次期の非認知スキル因子				
当期の認知スキル因子	$\gamma_{1,1}^N$	0.126 (0.004)	$\gamma_{2,1}^N$	0.001 (0.003)
当期の非認知スキル因子	$\gamma_{1,2}^N$	0.002 (0.005)	$\gamma_{2,2}^N$	0.969 (0.002)
当期の家庭投資因子	$\gamma_{1,3}^N$	0.872 (0.005)	$\gamma_{2,3}^N$	0.030 (0.002)
Panel C: 家庭投資因子				
AR 係数	δ_1	9.310 (0.290)	δ_2	0.603 (0.021)

^a Panel A および Panel B の係数は、各発達段階について非負かつ和が 1 となる制約の下で推定している。

^b 尺度の調整として各スキル因子と女性ダミーとの交互作用項を含めた推定から得られた係数を示す。

^c 括弧内は標準誤差である。

5.2 学校生活の満足度と授業内容の理解度

表 5 から表 7 は、COVID-19 流行前に形成されたスキル因子と、2021 年から 2023 年までの学校生活の満足度および授業内容の理解度との関係を示している。各表の (1) および (2) は学校生活の満足度を、(3) および (4) は授業内容の理解度を被説明変数とする。すべての列に各スキル因子と女性ダミーとの交互作用項を含め、(2) および (4) には各スキル因子と 7 月コーホートダミーとの交互作用項も含める。このため、(1) および (3) のスキル因子の係数は男性についての関係を、(2) および (4) の係数は 1 月コーホートの男性についての関係を表す。女性または 7 月コーホートについての係数の推定値は、スキル因子の係数に該当する交互作用項の係数を加えて得られる。女性かつ 7 月コーホートの場合には、二つの交互作用項の係数を加える。

表 5: 2021 年の学校生活の満足度および授業内容の理解度とスキル因子との関係

	学校生活の満足度			授業内容の理解度		
	(1)	(2)		(3)	(4)	
認知スキル因子	-0.561 (0.357)	-1.098 (0.375)	***	-0.631 (0.310)	** (0.329)	-1.385 (0.329) ***
非認知スキル因子	-0.564 (0.252)	** (0.355)	0.081	-0.015 (0.227)	1.309 (0.321)	***
女性ダミー	-0.175 (0.033)	*** (0.033)	-0.169	*** (0.029)	-0.003 (0.029)	-0.009
コーホートダミー	-0.085 (0.032)	*** (0.033)	-0.080	** (0.028)	-0.047 (0.028)	* (0.028)
認知スキル因子 × 女性ダミー	-0.810 (0.497)	-0.369 (0.425)		-0.589 (0.431)	0.143 (0.368)	
認知スキル因子 × コーホートダミー		1.370 (0.424)	***		1.656 (0.367)	***
非認知スキル因子 × 女性ダミー	0.382 (0.354)	0.215 (0.418)		0.388 (0.306)	-0.069 (0.359)	
非認知スキル因子 × コーホートダミー		-1.954 (0.420)	***		-2.366 (0.357)	***
定数項	-1.113 (0.029)	*** (0.028)	-1.123	*** (0.026)	*** (0.025)	-0.761 (0.025) ***
標本数	12222	12222		11430	11430	

^a 推定値はプロビット係数であり、分析対象は第 20 回調査時点の学生である。被説明変数は、COVID-19 による影響がなかった場合を 1、影響があった場合を 0 とする。列 (1) および (3) は女性ダミーとの交互作用項を、列 (2) および (4) は女性ダミーおよび 7 月コーホートダミーとの交互作用項を含む。スキル因子の係数は、列 (1) および (3) では男性、列 (2) および (4) では 1 月コーホートの男性に対応する。

^b 括弧内は標準誤差である。***、**、*は、それぞれ 1%、5%、10% の有意水準を示す。

5.2.1 2021 年の推定結果

表 5 は、2021 年に COVID-19 による影響がなかったと回答した場合を 1、影響があったと回答した場合を 0 とする推定結果である。負の係数は、その因子が高い学生ほど何らかの影響があったと回答しやすい方向を表す。設問から分かるのは影響の有無であり、改善と悪化の区別はできない。認知スキル因子の係数はいずれの列でも負であり、(1) を除いて統計的に有意に 0 と異なる。(2) および (4) では、1 月コーホートの男性に対する係数がそれぞれ -1.098 と -1.385 である一方、7 月コーホートとの交互作用項は正であり、統計的に有意に 0 と異なる。係数の和として求めた 7 月コーホートの男性に対する推定値は、学校生活の満足度について 0.273、授業内容の理解度について 0.271 となる。認知スキル因子と影響の有無との負の関係は、1 月コーホートで強く表れている。

非認知スキル因子の係数は、被説明変数とモデルによって符号が異なる。(2) および (4) では 7 月コーホートとの交互作用項が負であり、統計的に有意に 0 と異なる。係数の和として求めた 7 月コーホートの男性に対する推定値は、それぞれ -1.873 と -1.057 である。認知スキル因子とは異なり、非認知スキル因子が高い学生ほど影響があったと回答しやすい方向が 7 月コーホートに現れている。女性との交互作用項はいずれも 10% 水準で有意ではない。

認知スキル因子と非認知スキル因子の双方について、男性に対する推定値の方向は 1 月コーホートと 7 月コーホートで異なる。7 月コーホートは、感染拡大が始まった 2020 年春に標準的な大学入学時期を迎えていたため、同コーホートの回答には、大学入学直後の学習環境の変化も影響した可能性がある。

5.2.2 2022 年の推定結果

表 6 は、COVID-19 流行前と比べて 2022 年の学校生活の満足度または授業内容の理解度が向上した場合を 1、変わらないまたは低下した場合を 0 とする推定結果である。負の係数は、流行前からの向上を回答する確率との負の関係を表す。

(1) から (4) まで、認知スキル因子の係数は負、非認知スキル因子の係数は正であり、いずれも統計的に有意に 0 と異なる。主効果と該当する交互作用項を合計した推定値でも、すべての性別とコーホートの組合せでこの符号関係が維持される。認知スキル因子が高い学生ほど向上を回答しにくく、非認知スキル因子が高い学生ほど向上を回答しやすい方向が一貫している。

認知スキル因子の負の係数は、COVID-19 による状態の悪化以外の可能性も含んでいる。具体的には、流行前の満足度や理解度が比較的良好で改善余地が小さかった場合にも、向上を回答する確率との負の関係が生じ得る。従って、この 2 値指標だけから、改善余地の小ささと状態の悪化とを区別することはできない。(2) および (4) では、認知スキル因子と 7 月コーホートダミーとの交互作用項が正、非認知スキル因子との交互作用項が負であり、学校生活の満足度と授業内容の理解度に共通する。7 月コーホートでは、認知スキル因子の負の関係と非認知スキル因子の正の関係が、いずれも 1 月コーホートより弱い。女性との交互作用項は、認知スキル因子について (3) で正、非認知スキル因子について (1)、(2) および (3) で負となり、いずれも 10% 水準で統計的に有意に 0 と異なる。

5.2.3 2023 年の推定結果

表 7 は、緊急事態措置およびまん延防止等重点措置が実施されていた期間と比べて、2023 年の学校生活の満足度または授業内容の理解度が向上した場合を 1、変わらないまたは低下した場合を 0 とする推定結果である。2022 年とは比較基準が異なり、被説明変数は行動制限期からの改善を表す。

(1) から (4) まで、認知スキル因子の係数は負、非認知スキル因子の係数は正であり、い

表 6: 2022 年の学校生活の満足度および授業内容の理解度とスキル因子との関係

	学校生活の満足度		授業内容の理解度	
	(1)	(2)	(3)	(4)
認知スキル因子	-8.310 *** (0.875)	-7.348 *** (1.024)	-11.432 *** (1.277)	-7.491 *** (1.154)
非認知スキル因子	5.179 *** (0.563)	8.079 *** (0.991)	6.521 *** (0.754)	8.400 *** (1.101)
女性ダミー	-0.080 (0.078)	-0.112 (0.074)	0.060 (0.111)	-0.081 (0.093)
コーホートダミー	-0.121 ** (0.051)	0.059 (0.097)	-0.125 ** (0.058)	0.157 (0.114)
認知スキル因子 × 女性ダミー	1.113 (1.274)	-0.452 (0.808)	5.278 *** (1.561)	-0.614 (0.947)
認知スキル因子 × コーホートダミー		4.797 *** (1.057)		5.054 *** (1.181)
非認知スキル因子 × 女性ダミー	-1.990 *** (0.748)	-1.578 * (0.911)	-3.446 *** (0.898)	-0.941 (1.001)
非認知スキル因子 × コーホートダミー		-2.088 * (1.079)		-3.461 *** (1.129)
定数項	-1.131 *** (0.060)	-1.312 *** (0.087)	-1.263 *** (0.098)	-1.405 *** (0.112)
標本数	10427	10427	10102	10102

^a 推定値はプロビット係数であり、分析対象は第 21 回調査時点の学生である。被説明変数は、COVID-19 流行前と比べて向上した場合を 1、変わらないまたは低下した場合を 0 とする。列 (1) および (3) は女性ダミーとの交互作用項を、列 (2) および (4) は女性ダミーおよび 7 月コーホートダミーとの交互作用項を含む。スキル因子の係数は、列 (1) および (3) では男性、列 (2) および (4) では 1 月コーホートの男性に対応する。

^b 括弧内は標準誤差である。***、**、*は、それぞれ 1%、5%、10% の有意水準を示す。

ずれも統計的に有意に 0 と異なる。主効果と該当する交互作用項を合計した推定値でも、すべての性別とコーホートの組合せでこの符号関係が維持される。したがって、認知スキル因子が高い学生ほど行動制限期からの向上を回答しにくく、非認知スキル因子が高い学生ほど向上を回答しやすい方向は 2022 年と共通する。2023 年の認知スキル因子の負の係数は、行動制限期からの向上を回答する確率との負の関係を表しているが、行動制限期の満足度や理解度が比較的良好で改善余地が小さかった場合にも同じ負の関係が生じ得る点は同様である。

7 月コーホートとの交互作用項の方向は、二つの被説明変数で異なる。学校生活の満足度については、7 月コーホートで認知スキル因子の負の関数と非認知スキル因子の正の関数が強くなる。授業内容の理解度については、7 月コーホートで両方の関数が弱くなる。女性との交互作用項は、学校生活の満足度では認知スキル因子が (1) および (2) で負、非認知ス

表 7: 2023 年の学校生活の満足度および授業内容の理解度とスキル因子との関係

	学校生活の満足度		授業内容の理解度	
	(1)	(2)	(3)	(4)
認知スキル因子	-17.722 *** (1.391)	-15.472 *** (1.542)	-61.853 *** (14.216)	-18.288 *** (1.524)
非認知スキル因子	11.261 *** (0.825)	15.328 *** (1.451)	36.127 *** (8.161)	18.176 *** (1.439)
女性ダミー	0.353 *** (0.117)	-0.116 (0.114)	1.585 *** (0.549)	0.128 (0.104)
コーホートダミー	0.501 *** (0.080)	-0.207 (0.296)	0.191 ** (0.081)	0.727 *** (0.132)
認知スキル因子 × 女性ダミー	-53.428 *** (13.376)	-3.462 ** (1.666)	45.907 *** (14.267)	-1.263 (1.115)
認知スキル因子 × コーホートダミー		-17.126 ** (6.771)		12.971 *** (1.542)
非認知スキル因子 × 女性ダミー	21.893 *** (6.200)	1.446 (1.715)	-28.969 *** (8.186)	-2.166 ** (1.174)
非認知スキル因子 × コーホートダミー		68.069 *** (16.036)		-5.977 *** (1.448)
定数項	-0.624 *** (0.075)	-0.900 *** (0.105)	-2.298 *** (0.551)	-1.512 *** (0.129)
標本数	9871	9871	9689	9689

^a 推定値はプロビット係数であり、分析対象は第 22 回調査時点の学生である。被説明変数は、2020 年 4 月から 2022 年 3 月までの行動制限期と比べて向上した場合を 1、変わらないまたは低下した場合を 0 とする。列 (1) および (3) は女性ダミーとの交互作用項を、列 (2) および (4) は女性ダミーおよび 7 月コーホートダミーとの交互作用項を含む。スキル因子の係数は、列 (1) および (3) では男性、列 (2) および (4) では 1 月コーホートの男性に対応する。

^b 括弧内は標準誤差である。***、**、*は、それぞれ 1%、5%、10% の有意水準を示す。

ル因子が (1) で正となり、いずれも 10% 水準で統計的に有意に 0 と異なる。授業内容の理解度では、認知スキル因子が (3) で正、非認知スキル因子が (3) および (4) で負となり、いずれも 10% 水準で統計的に有意に 0 と異なる。

係数の大きさは、モデルに含める交互作用項によって変化する。特に授業内容の理解度では、認知スキル因子の係数が (3) の -61.853 から (4) の -18.288 へ、非認知スキル因子の係数が 36.127 から 18.176 へ変化する。7 月コーホートとの交互作用項を加えても両係数の符号は変わらないが、絶対値はいずれも小さくなる。

6 結論

本研究は、「21 世紀出生児縦断調査（平成 13 年出生児）」の調査票情報を用い、出生後から COVID-19 流行直前までの認知スキル因子および非認知スキル因子の形成過程を推定するとともに、COVID-19 流行前までに形成されたスキル因子と成人移行期の学校生活および学習経験との関連を分析した。本研究の認知スキル因子は、乳幼児期の発達指標と学齢期の学習関連自己評価に共通する成分を捉えており、狭義の認知能力よりも広い概念である。非認知スキル因子は、社会性、自己調整、情緒的安定性およびレジリエンスに共通する成分を表す。

遷移方程式は、スキル因子形成を支える投入が発達段階とスキル因子の側面によって変化することを示している。就学前には認知スキル因子の持続と家庭投資因子による非認知スキル因子形成に対応する係数が大きく、就学後には家庭投資による認知スキル因子形成と非認知スキル因子の持続に対応する係数が大きかった。動学的補完性を表す係数の積もこの段階差に対応し、就学前には認知スキル因子と家庭投資因子による非認知スキル因子形成、就学後には非認知スキル因子と家庭投資因子による両スキル因子形成で相対的に大きかった。そのため、就学前に形成された非認知スキル因子は、自己生産性と交差生産性を介して後続期の両スキル因子形成へつながる。

COVID-19 流行期の経験に関する設問は、2021 年と 2022 年・2023 年で回答の意味が異なる。2021 年の被説明変数が捉えるのは COVID-19 による影響の有無であり、改善と悪化の方向は回答に含まれない。係数の方向が出生コホートによって異なる項目もみられた。7 月コホートは、感染拡大が始まった 2020 年春に標準的な大学入学時期を迎えていたため、同コホートの回答には、大学入学直後の学習環境の変化も影響した可能性がある。

2022 年の被説明変数は COVID-19 流行前からの向上、2023 年は行動制限期からの向上を表す。両年とも、認知スキル因子が高い学生ほど学校生活の満足度と授業内容の理解度の向上を回答しにくく、非認知スキル因子が高い学生ほど向上を回答しやすかった。この符号は性別と出生コホートの組合せを通じて共通していたが、係数の大きさには違いがみられた。認知スキル因子の負の係数が示すのは改善を回答する確率との関連であり、比較時点の状態が比較的良好で改善余地が小さい場合にも生じる。これらの推定値は学生についての条件付きの関連であり、因果効果の検証にはさらなる分析が必要である。

就学前に形成された非認知スキル因子が後続期の両スキル因子形成への投入となる経路は、乳幼児期の学習・体験環境と就学後の学習面および社会情緒面への取組を、発達段階に応じて内容を変えながらつなぐ考え方と整合する。Johnson and Jackson (2019) も、早期の Head Start とその後の公立学校支出が互いの効果を高めることを示している。同研究の公的教育支出と本研究の家庭投資因子では捉える投入が異なるが、早期の形成とその後の環境を、発達段階をまたぐ一続きの過程として捉える点は共通している。

参考文献

- Agostinelli, Francesco, Matthias Doepke, Giuseppe Sorrenti, and Fabrizio Zilibotti**, “When the great equalizer shuts down: Schools, peers, and parents in pandemic times,” *Journal of Public Economics*, 2022, *206*, 104574.
- Asakawa, Shinsuke and Fumio Ohtake**, “Impact of COVID-19 Pandemic on the Cognitive and Non-Cognitive Skills of Elementary School Students,” *The Japanese Economic Review*, July 2025.
- Attanasio, Orazio, Sarah Cattan, Emla Fitzsimons, Costas Meghir, and Marta Rubio-Codina**, “Estimating the Production Function for Human Capital: Results from a Randomized Controlled Trial in Colombia,” *American Economic Review*, January 2020, *110* (1), 48 – 85.
- Aucejo, Esteban M., Jacob French, Maria Paola Ugalde Araya, and Basit Zafar**, “The impact of COVID-19 on student experiences and expectations: Evidence from a survey,” *Journal of Public Economics*, 2020, *191*, 104271.
- Becker, Gary S. and Nigel Tomes**, “Human Capital and the Rise and Fall of Families,” *Journal of Labor Economics*, 1986, *4* (3, Part 2), S1–S39.
- Cunha, Flavio and James Heckman**, “The Technology of Skill Formation,” *American Economic Review*, May 2007, *97* (2), 31 – 47.
- , **James J. Heckman, and Susanne M. Schennach**, “Estimating the Technology of Cognitive and Noncognitive Skill Formation,” *Econometrica*, May 2010, *78* (3), 883–931.
- Engzell, Per, Arun Frey, and Mark D. Verhagen**, “Learning loss due to school closures during the COVID-19 pandemic,” *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 2021, *118* (17), e2022376118.
- Fuchs-Schündeln, Nicola, Dirk Krueger, Alexander Ludwig, and Irina Popova**, “The Long-Term Distributional and Welfare Effects of Covid-19 School Closures,” *The Economic Journal*, July 2022, *132* (645), 1647–1683.
- Heckman, James J. and Tim Kautz**, “Hard evidence on soft skills,” *Labour Economics*, August 2012, *19* (4), 451–464.
- , **Jora Stixrud, and Sergio Urzua**, “The effects of cognitive and noncognitive abilities on labor market outcomes and social behavior,” *Journal of Labor Economics*, July 2006, *24* (3), 411–482.
- Heckman, James, Rodrigo Pinto, and Peter Savelyev**, “Understanding the Mechanisms through Which an Influential Early Childhood Program Boosted Adult

Outcomes,” *American Economic Review*, October 2013, *103* (6), 2052 – 86.

Inui, Tomohiko and Hiroko Okudaira, “Parental Investment after Adverse Event: Evidence from the Great East Japan Earthquake,” RIETI Discussion Paper Series 22-E-049, Research Institute of Economy, Trade and Industry May 2022.

Johnson, Rucker C. and C. Kirabo Jackson, “Reducing Inequality through Dynamic Complementarity: Evidence from Head Start and Public School Spending,” *American Economic Journal: Economic Policy*, November 2019, *11* (4), 310–349.

Matsuoka, Ryoji, “Concerted cultivation developed in a standardized education system,” *Social Science Research*, 2019, *77*, 161–178.

Yamaguchi, Shintaro, Hirotake Ito, and Makiko Nakamuro, “Month-of-birth effects on skills and skill formation,” *Labour Economics*, 2023, *84*, 102392.

付録 A 記述統計量

表 8: 認知スキル因子の観測指標

	第 1 期		第 2 期		第 5 期		第 6 期	
	標本数	平均 (標準偏差)	標本数	平均 (標準偏差)	標本数	平均 (標準偏差)	標本数	平均 (標準偏差)
微細運動・自立行動 スコア	16746	0.873 (0.206)						
言語機能発達スコア	16755	0.944 (0.162)						
遊びによる認知刺激スコア	16937	0.405 (0.189)						
好奇心や言語機能の 発達スコア			16674	0.843 (0.204)				
自己評価による 得意科目スコア					16631	0.539 (0.186)	16763	0.506 (0.157)
主観的成績スコア					16752	0.579 (0.307)	16783	0.557 (0.285)
自己評価による 授業内容の理解度					16930	0.689 (0.223)	16876	0.601 (0.206)

^a 各スコアは得点範囲に基づき 0 から 1 へ変換しており、値が大きいほど表側に示す内容の水準が高い。標本数は、分析に用いた標本のうち各指標が観測された人数を示す。同一期に複数の観測がある場合は、個人内の中央値を用いる。

^b 括弧内は標準偏差である。

表 9: 非認知スキル因子の観測指標 (a)

	第 1 期		第 2 期		第 3 期	
	標本数	平均 (標準偏差)	標本数	平均 (標準偏差)	標本数	平均 (標準偏差)
幼児期の社会性・積極性スコア	16845	0.363 (0.290)			16817	0.379 (0.294)
外在化問題の少なさスコア	16845	0.859 (0.216)			16817	0.837 (0.225)
内在化問題の少なさスコア	16845	0.827 (0.239)			16817	0.818 (0.243)
行動上の自己調整・社会適応スコア			16320	0.835 (0.216)		
日常生活の自立・適応行動スコア			16764	0.796 (0.136)		
家庭内における責任・協調性スコア			16828	0.383 (0.200)	16817	0.365 (0.192)
学校生活に対する肯定的評価スコア					16929	0.921 (0.118)

^a 各スコアは得点範囲に基づき 0 から 1 へ変換しており、値が大きいほど表側に示す内容の水準が高い。標本数は、分析に用いた標本のうち各指標が観測された人数を示す。同一期に複数の観測がある場合は、個人内の中央値を用いる。

^b 括弧内は標準偏差である。

表 9: 非認知スキル因子の観測指標 (b)

	第 4 期		第 5 期		第 6 期	
	標本数	平均 (標準偏差)	標本数	平均 (標準偏差)	標本数	平均 (標準偏差)
家庭内における責任・協調性スコア	16777	0.246 (0.202)				
学校生活に対する肯定的評価スコア	16932	0.848 (0.150)				
部活動の満足度			16222	0.837 (0.199)		
レジリエンススコア					16718	0.618 (0.177)
外向性スコア					16922	0.554 (0.229)
協調性スコア					16922	0.641 (0.165)
勤勉性スコア					16922	0.386 (0.177)
情緒安定性スコア					16922	0.464 (0.173)
開放性スコア					16922	0.517 (0.169)
自尊感情スコア					16922	0.512 (0.142)
精神的健康スコア					16927	0.566 (0.189)

^a 各スコアは得点範囲に基づき 0 から 1 へ変換しており、値が大きいほど表側に示す内容の水準が高い。標本数は、分析に用いた標本のうち各指標が観測された人数を示す。同一期に複数の観測がある場合は、個人内の中央値を用いる。

^b 括弧内は標準偏差である。

表 10: 家庭投資因子の観測指標

	第 1 期		第 2 期		第 3 期	
	標本数	平均 (標準偏差)	標本数	平均 (標準偏差)	標本数	平均 (標準偏差)
子育て費用総額	16935	1.038 (0.477)	16886	1.591 (0.472)	16918	1.404 (0.353)
読書・漫画冊数					16609	0.262 (0.187)
父母の育児関与スコア	16804	0.782 (0.078)				
建設的なしつけ対応スコア	16605	0.540 (0.155)				
遊びへの配慮スコア			4410	0.311 (0.463)		
食事時に気を付けることスコア			16828	0.585 (0.241)		

(a)

	第 4 期		第 5 期		第 6 期	
	標本数	平均 (標準偏差)	標本数	平均 (標準偏差)	標本数	平均 (標準偏差)
子育て費用総額	16911	1.535 (0.402)	16912	1.839 (0.432)	16848	1.916 (0.543)
読書・漫画冊数	15553	0.290 (0.239)				

(b)

^a 子育て費用総額は 1 万円単位に換算し、1 を加えた後に対数変換する。読書・漫画冊数は、読まない,1 冊,2~3 冊,4~7 冊,8~11 冊,12 冊以上を、それぞれ 0、1、2.5、5.5、9.5、13.5 冊に置き換え、本と雑誌・漫画の合計を 27 で除している。その他のスコアは得点範囲に基づき 0 から 1 へ変換している。同一期に複数の観測がある場合は、個人内の中央値を用いる。

^b 括弧内は標準偏差である。

表 11: 共変量

	標本数	平均 (標準偏差)
女性ダミー	16937	0.501 (0.500)
コーホートダミー	16937	0.502 (0.500)

^a 各ダミーの平均は、分析に用いた標本に占める該当者の割合を示す。

^b 括弧内は標準偏差である。

表 12: 尺度調整に用いる教育年数と COVID-19 関連指標

		標本数	平均 (標準偏差)
	第 22 回調査時点の教育年数	15368	1.488 (0.160)
COVID-19	学校生活	2021 年	0.105 (0.307)
		2022 年	0.113 (0.317)
		2023 年	0.353 (0.478)
	授業理解度	2021 年	0.216 (0.411)
		2022 年	0.109 (0.312)
		2023 年	0.238 (0.426)

^a 教育年数は、第 22 回調査時点の在学状況、学校種類、休学状況および学生以外の最終学歴から構成し、10 で除している。COVID-19 関連指標の平均は、表 3 において 1 とした回答の割合を示す。

^b 括弧内は標準偏差である。