

A 市全小中学校の児童生徒を対象とした主観的幸福感および学力に関する要素の抽出と傾向分析 Factor and Trend Analysis of Subjective Well-Being and Academic Achievement among Students in City A

○篠原大典^{*1}, 大西義浩^{*2}, 山本浅幸^{*1}

SHINOHARA Daisuke^{*1}, OHNISHI Yoshihiro^{*2}, YAMAMOTO Asayuki^{*1}

^{*1}愛媛大学大学院教育学研究科, ^{*2}愛媛大学教育学部

^{*1}Graduate School of Education, Ehime University, ^{*2}Faculty of Education, Ehime University

【要約】本研究は、VUCA 時代における教育の目的をウェルビーイングの実現と捉え、その中核指標である主観的幸福感と学力の関連構造を実証的に検討した。A 市小中学生の大規模調査データを用い、非認知能力を基盤に、自己肯定感、健康状態、信頼関係、学習時間を媒介とする構造方程式モデルを分析した結果、非認知能力はこれら諸要素を通じて主観的幸福感と学力の双方に有意に関連していた。さらに多母集団同時分析により、関連構造の骨格は学校種や家庭環境にかかわらず概ね共通する一方、関連の強さには部分的差異がみられた。本研究は横断的分析や地域限定性といった課題を残すものの、主観的幸福感と学力について非認知能力を軸に統合的に捉える構造的知見を提示し、今後の縦断的・発展的研究および教育実践の検討に資する基盤を提供するものである。

【キーワード】主観的幸福感、学力、非認知能力、構造分析、小中学生

I. 緒言

現代社会は、気候変動、グローバル化、AI 技術の急速な進展など、将来の予測が困難な VUCA 時代に突入している。このような社会において、子どもたちが持続可能な社会の担い手として自らの人生を主体的に切り拓いていくためには、知識や技能の習得にとどまらず、自己の存在を肯定し、他者とつながりながら意味ある人生を築こうとする力の育成が重要となる。

OECD (2020) では、「学びの最終目標は個人と社会のウェルビーイングの実現である」と明記しており、日本においても、文部科学省 (2023) は、「日本社会に根差したウェルビーイングの向上」を教育政策に関する基本的な方針として位置づけている。これらは、教育の目的が単なる知識の獲得や学力の向上にとどまらず、持続可能で公正な未来を構想し、行動できる力を育む方向へと転換しつつあることを示している。

このような背景のもと、児童生徒のウェルビーイングの中核概念として「主観的幸福感」が注目されている。Diener (1984) は、主観的幸福感を個人が自らの生活をどの程度肯定的に評価しているかを示す心理的充足の概念であり、人生満足度といった認知的側面と、ポジティブ感情の頻度やネガティブ感情の少なさといった感情の側面から構成されると定義している。さらに、目黒ら (2024) は、主観的幸福感がウェルビーイングの形成に大きく寄与することを指摘している。

以上から、主観的幸福感とは、児童生徒のウェルビーイングを具体的に把握する上で重要な指標であると位置付けられる。一方で、ウェルビーイングは多面的かつ包括的な概念であり、その全体像を単一の調査で精緻に測定することには方法論的な限界も存在する。そこで本研究では、先行研究においてもウェルビーイングの中核的心理指標として位置付けられてきた主観的幸福感に焦点を当て、これをウェルビーイングの代表する一側面として分析の対象とする。

このように、ウェルビーイングに焦点が当たる一方、児童生徒の学力の向上は、今日においても学校教育における中核的な役割であることに変わりはない。文部科学省 (2023) においても、ウェルビーイングと学力は対立的な関係にあるものではなく、両者を相互に関連づけながらバランスよく育成していく必要性が示されている。すなわち、子どもたちの内面的な充実と学力の保障は、いずれか一方を優先するものではなく、両立的に捉えられるべき教育課題であるといえる。

以上から児童生徒の主観的幸福感と学力を並列して捉え、それらの関連構造を実証的に明らかにすることが重要である。そこで本研究の目的は、A 市小中学校の児童生徒を対象としたアンケート調査データに基づき、主観的幸福感および学力に関係する要素を明らかにするとともに、学校種や家庭環境の違いによって、これらの関連構造がどの程度異なるのかを検証す

ることにある。本研究では以下の研究課題を設定する。

RQ1：小中学生の主観的幸福感および学力と諸要素の関連構造はどのように形成されているのか。

RQ2：学校種や家庭環境の違いは、関連構造にどのような変化をもたらすのか。

先行研究においては、児童生徒の主観的幸福感および学力に関連する要素として、非認知能力、自己肯定感、健康状態、信頼関係が挙げられている。これら要素の定義や関連性、ならびに学校種や家庭環境の違いによる比較の理論的妥当性については、本研究の分析枠組みに直接関わる重要な論点である。そこで、これらの点については、次章において先行研究を踏まえながら整理することとする。

本研究の学術的意義は、第一に、児童生徒の主観的幸福感と学力とを同一の構造モデルの中で捉え、両者の関連構造を統合的に検証する点にある。本研究は、非認知能力、自己肯定感、健康状態、信頼関係を含む構造を実証的に明らかにする点において、新たな知見を提供するものである。第二に、本研究は、学校種および家庭環境の違いに着目し、多母集団同時分析を用いて関連構造の差異を検証する点に特徴がある。これは、主観的幸福感および学力の関連が学校種や家庭環境によって変化する可能性についての示唆を与えるものである。さらに実践的意義として、本研究の成果は、児童生徒の主観的幸福感と学力を対立的に捉えるのではなく、両者をともに育成していく教育実践の在り方に対して示唆を与える点にある。ただし、こうした実践への因果的根拠の提示は、縦断データに基づく因果構造の検証を経て、初めて可能となる。本研究は、A市において3年間にわたり継続的に収集されてきた縦断データを活用した因果分析に先立ち、主観的幸福感および学力に関連する要素を構造的に整理・抽出する前段階の基礎的研究として位置づけられる。すなわち、本研究は、両者を育む教育実践の科学的根拠を将来的に確立するための基盤を形成する意義を持つ。

II. 先行研究調査

1. 非認知能力の定義と下位因子

「非認知能力」の名称や定義は文献により異なる。OECD (2018) はこれを「社会情動的スキル」と呼び、学力テストや成績で測定される「認知的スキル」と対置される概念と説明している。国立教育政策研究所 (2017) は「非認知的 (社会情動的) 能力」とし、IQ

や学業達成水準とは異なる、直接測定が困難な広範な概念と整理している。石井 (2019) は、知識や思考、IQなどの認知的能力以外を指すとして、その定義や構成要素は必ずしも自明でないと指摘する。小塩 (2021) も、認知能力ではない多様な心理特性を含む広い概念であると述べている。このように整理は多様であるが、非認知能力は本質的に認知能力以外を指す包括的概念といえる。本研究では名称を「非認知能力」に統一する。また、下位因子として、文部科学省 (2022) の分類に基づき、知的好奇心、粘り強さ、レジリエンス、協働に対する態度、メタ認知的学習方略の5因子を設定した。これらの設定は本研究で用いた調査に基づくものであり、詳細は後述する。

2. 主観的幸福感および学力に関連する要素

a. 自己肯定感・健康状態・信頼関係と主観的幸福感

文部科学省 (2024a) は、全国規模調査の重回帰分析により、主観的幸福感が自己肯定感、健康状態、友人関係、教師サポートと安定して正の関連を示す一方、成績や社会経済的背景との関連は相対的に小さいことを報告している。露口 (2017) は、一般的信頼および特定化信頼が主観的幸福感を高め、友人・教師・地域住民とのつながりが学校における主観的幸福感を向上させることを示した。目黒ら (2025) も、小学生を対象に、友人関係や学級内の関係性が学校生活における主観的幸福感と正に関連することを報告している。さらに、喜多島ら (2021) は、主観的幸福感 (人生満足度) が自己受容と直接関連し、自尊心 (自己肯定感・自己有用感)、自己受容、個人的成長、および良好な信頼関係がその心理的基盤であると位置づけている。

b. 非認知能力と自己肯定感・健康状態・信頼関係

久保田ら (2022) は、社会情緒的コンピテンス (非認知能力) が高いほど自尊感情 (自己肯定感) が高く、この関係が友人関係によって媒介されることを示した。文部科学省 (2022) は、小中学生において非認知能力が精神的健康および生活満足度と正に関連し、とくにレジリエンスとの関連が強いと報告している。また、対教師関係や学級活動・特別活動・部活動の充実とも一貫した正の相関が認められることを示している。さらに、文部科学省 (2024b) は縦断調査により、小学6年時の社会情緒的能力が、中学1年時の学校生活および心身の健康に小さいな

がら有意な影響を及ぼすことを報告している。

c. 非認知能力と学習時間・学力

文部科学省(2022)は、小中学生において非認知能力が学習時間およびクラス内成績と正に関連することを示している。福島県教育委員会(2025)は、休日学習時間と学力水準との正の関係に加え、対人的行動(聞く・話す)と学力との関連を報告している。埼玉県教育委員会(2025)は、努力調整方略の伸びおよび状況に応じた態度が学力の伸びと正に関連することを示した。鳥取県教育委員会(2025)は、自己肯定感や自己調整力などの非認知能力に肯定的な生徒ほど、学力調査の平均正答率が高い傾向にあると報告している。

3. 学校種および家庭環境の違いが及ぼす影響

文部科学省(2024b)は、全国学力・学習状況調査の児童生徒質問紙の分析から、小学6年生と中学3年生の間で、学習意欲、自己に関する意識、学習時間、学校生活に対する意識などに分布の差がみられることを報告している。お茶の水女子大学(2023)も、同調査および保護者調査の分析により、家庭の学習環境や保護者の関与が、学習時間、学力、非認知的側面と関連することを示している。しかし、学校段階の違いや家庭の学習環境、保護者の関与といった要因が、非認知的側面と学力・主観的側面との関連構造にいかなる影響を及ぼすかを、同一枠組みで体系的に検討した研究は、筆者の知る限り十分ではない。

III. 調査の概要

愛媛大学はA市と地域協働研究支援事業研究協力を締結しており、令和3年9月以降、A市教育委員会と愛媛大学教職大学院がGIGAスクール構想下における教育課題の解決を目的とし、協働研究を続けてきた。本研究で用いたデータは、上記研究で先に収集されたものを、二次的に分析したものである。データの使用については、A市教育委員会およびA市小中学校校長会の承諾を得ており、個人が特定されない形で匿名化処理を施して分析を行った。調査の概要は以下の通りである。

【調査1】「学力とウェルビーイングを高めるための家庭でのタブレット端末の活用条件・方法の研究」に係る児童生徒アンケート(愛媛大学)

a. 目的

タブレット端末の一人一台常時持ち帰り環境下での児童生徒の認知的能力・非認知的能力と主観的幸福感を高めるためのタブレット端末の有効な活用法を明らかにする。

b. 調査時期と対象者

3年間の調査期間において、A市の全小中学校を対象に年1回ずつ計3回実施した。

令和4年2月：小学生(3~6年)1,561名、中学生(1~3年)1,135名

令和5年2月：小学生(3~6年)1,986名、中学生(1~3年)1,310名

令和6年2月：小学生(3~6年)1,797名、中学生(1~3年)1,232名

c. 調査内容

児童生徒に対し、学習意欲、自己調整学習、協働的な学び、ICT活用、主観的幸福感、健康状態、信頼関係、将来志向、家庭環境などの実態を把握するための質問を用意し回答を得た。

【調査2】標準学力調査(東京書籍)

a. 目的

児童生徒の認知能力を定量的に測り、比較・検証する。

b. 調査時期と対象者

令和4~6年の5月に【調査1】と同じ対象者に対し実施した。

c. 調査内容

小学3年生は2科目(国語・算数)、小学4・5年生は4科目(国語・社会・算数・理科)、小学6年生と中学生は5科目(国語・社会・算数(数学)・理科・英語)の試験を実施し、全国平均を50とした経年比較が可能な標準スコアを児童生徒個人の学力データとして取得した。

IV. 分析

1. データセットの作成

分析準備として【調査1】と【調査2】を学校種・年度ごとに児童生徒の名前で突合した。ただし、特別支援学級の児童生徒は調査対象外としている。また、個人の回答の中ですべての項目が満たされていないデータ、および個人を識別する項目の入力ミス等により突合不能となったデータの除去処理を行った。なお、

ここで除去されたデータはアンケートへの回答に支援を必要とする児童生徒のものである可能性は否定できない。結果、各データセットのサイズは表1となった。

表1. 各データセットのサイズ

	小学生		中学生	
	採用数	欠損数	採用数	欠損数
令和4年	1,395 (89.3%)	166 (10.6%)	1,013 (89.3%)	122 (10.7%)
令和5年	1,599 (80.5%)	387 (19.5%)	1,151 (87.9%)	159 (12.1%)
令和6年	1,655 (92.1%)	141 (7.9%)	1,120 (90.9%)	112 (9.1%)

2. 質問項目の分類と整理

【調査1】では、児童生徒の学習活動、心理的側面、および生活状況に関する質問項目を用いて調査を実施した。本研究では、これらの質問項目の中から分析対象とする項目を抽出し、質問内容に基づいて、表2に示す6つの大枠に分類した。また、家庭環境に関する質問項目もあり、詳細は表3に示す。

【調査2】では、国語・社会・算数(数学)・理科・英語の標準スコアを基に平均値を算出し、個人の学力スコアとして変数化した。算出した平均値は、各教科の標準スコアと非常に高い相関(.80以上)を示しており、代表値としての妥当性が確認された。なお、受験科目の構成は学年によって異なる。

表2. 分類名と対応する主な構成内容について

分類名	主な構成内容	項目数
主観的幸福感	この1か月間、どれくらい幸せだと感じたか	1項目
非認知能力	知的好奇心、粘り強さ、レジリエンス、協同に対する態度、メタ認知的学習方略	5項目
学習時間	平日(学校の授業以外)・休日の学習時間	2項目
自己肯定感	自分は価値のある人間だ、誰かの役に立っている	2項目
健康状態	この1か月間、どれくらい健康と感じたか	1項目
信頼関係	家族・友だち・先生・地域の人との信頼関係	4項目

表3. 家庭環境に関する質問項目について

観点名	分類群
学習環境	1. デスクトップ・コンピュータ、ノートパソコンまたはタブレットと落ち着いて学習できる場所の両方がある
	2. デスクトップ・コンピュータ、ノートパソコンまたはタブレットがある
	3. 落ち着いて学習できる場所がある
	4. どちらもない
保護者支援	1. 保護者の希望や意見を強く言ってくる
	2. あなたの気持ちを大切にしながら相談にのる
	3. あなたにすべてをまかせて口出しをしない
	4. あなたの生活や学習についてきいていない

3. 各尺度の得点化

主観的幸福感は、「この1か月間、あなたはどれくらい幸せだと感じましたか」という質問に対し、0を「全く感じない」、10を「とても感じる」とする11段階で回答を得た。学習時間は、「1日当たりどれくらいの時間学習しているか」という質問について、平日と休日それぞれに対し、「4時間以上」「3~4時間」「2~3時間」「1~2時間」「30分~1時間」「30分以下」「まったくしない」の7段階で回答を得た。「4時間以上」を6点、「まったくしない」を0点として点数化し、平日と休日の平均値を算出した。自己肯定感は、「自分は価値のある人間だと思う」「自分は誰かの役に立っている」という質問で、4を「あてはまる」、1を「あてはまらない」とする4段階で回答を得て、2項目の平均値を算出した。健康状態は、「この1か月間、あなたはどれくらい健康だと感じましたか」という質問で0を「全く感じない」、10を「とても感じる」とする11段階で回答を得た。信頼関係は、家族・友だち・先生・地域の人それぞれについて「あなたはどれくらい信頼関係を感じますか」という質問で0を「全く感じない」、10を「とても感じる」とする11段階で回答を得て、4項目の平均値を算出した。非認知能力は、25項目の質問について、4を「あてはまる」、1を「あてはまらない」とする4段階で回答を得た。これらの項目を「知的好奇心」(6項目)、「粘り強さ」(5項目)、「レジリエンス」(2項目)、「協同に対する態度」(6項目)、「メタ

表 4. 11 指標の記述統計量, Cronbach の α 係数, および項目間相関係数

	M	SD	α	相関												
				1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11		
1 主観的幸福感	7.01	2.55	.92	—												
2 学力 (標準スコア)	48.59	8.66	—	.02	—											
3 知的好奇心	3.12	.56	.81	.30	.22	—										
4 粘り強さ	3.14	.60	.80	.37	.13	.65	—									
5 レジリエンス	3.20	.74	.61	.28	.06	.53	.50	—								
6 協同に対する態度	3.30	.52	.80	.31	.23	.75	.66	.47	—							
7 メタ認知的学習方略	3.00	.60	.81	.30	.30	.71	.66	.44	.71	—						
8 学習時間	2.49	1.22	.72	.03	.22	.24	.18	.11	.22	.26	—					
9 自己肯定感	2.82	.86	—	.43	.09	.45	.57	.36	.46	.47	.10	—				
10 健康状態	7.05	2.49	.86	.48	.02	.27	.34	.25	.27	.29	.04	.32	—			
11 信頼関係	7.18	1.89	.77	.48	.02	.37	.39	.30	.36	.35	.05	.37	.38	—		

※Mは平均, SDは標準偏差を表す

認知的学習方略」(6項目)の5側面に分類し, それぞれについて平均値を算出した. 以上の心理・行動指標に学力調査の標準スコアを基に算出した平均値を加えた11指標について, 記述統計量, Cronbach の α 係数, および項目間相関係数を表4に示す. なお, レジリエンスについては $\alpha = .61$ であり, 信頼性指標としてはやや低めの値であるが, 2項目尺度であることを考慮し, 項目間相関が $r = .45$ ($p < .001$) であることを確認した上で, 分析に用いることとした. また, 主観的幸福感と学力, および学力と信頼関係の項目間相関係数については, 5%水準では有意ではなかった. 一方で, その他の項目間相関係数はいずれも有意であった.

4. 構造モデルの検討

本研究では, 観測変数として, 主観的幸福感, 学力(標準スコア), 学習時間, 自己肯定感, 健康状態, および信頼関係を用い, 潜在変数として非認知能力を設定した. 非認知能力は, 知的好奇心, 粘り強さ, レジリエンス, 協同に対する態度, およびメタ認知的学習方略の5側面から構成されるものとした. なお, 本研究で最終的に採用した構造モデルを図1に示す.

まず, 非認知能力と主観的幸福感との関連について, 非認知能力が自己肯定感, 健康状態, および信頼関係を介して主観的幸福感に影響を及ぼす完全媒介構造を仮定したモデルと, 非認知能力から主観的幸福感への直接効果を加えた部分媒介構造を仮定したモデル

を比較した. その結果, 部分媒介構造における非認知能力から主観的幸福感への直接効果は統計的には有意であったものの ($\beta = .04, p < .01$), 標準化係数の値は極めて小さかった. また, 完全媒介構造の適合度は $CFI = .931$, $TLI = .908$, $RMSEA = .086$, $SRMR = .054$ であり, 部分媒介構造の適合度 ($CFI = .931$, $TLI = .906$, $RMSEA = .087$, $SRMR = .053$) とほぼ同等であった. 次に, 非認知能力と学力との関連については, 学習時間のみを媒介とする完全媒介構造と, 学習時間による間接効果に加えて非認知能力からの直接効果も含む部分媒介構造を比較した. その結果, 完全媒介構造の適合度は $CFI = .923$, $TLI = .896$, $RMSEA = .091$, $SRMR = .065$ と, $RMSEA$ および TLI の値が基準をやや満たさない水準であったのに対し, 部分媒介構造の適合度は $CFI = .931$, $TLI = .908$, $RMSEA = .086$, $SRMR = .054$ と, すべての指標において良好な値を示した. 以上から, 本研究では最終的に, 主観的幸福感は, 非認知能力から自己肯定感・健康状態・信頼関係を介して完全に媒介する構造で, 学力については, 学習時間による媒介効果に加えて, 非認知能力からの直接効果も残る部分媒介構造として設定した. また, これらの媒介変数を調整変数とするモデルも考えられる. しかしながら, 本研究では非認知能力が主観的幸福感および学力に与える間接効果を推定するために媒介変数モデルを採用した. なお, 本モデルでは, 主観的幸福感と学力の直接的な関連を検証することを目的とせ

ず、両者を非認知能力によって規定される成果変数として位置づけているため、両者間に直接パスは設定していない。

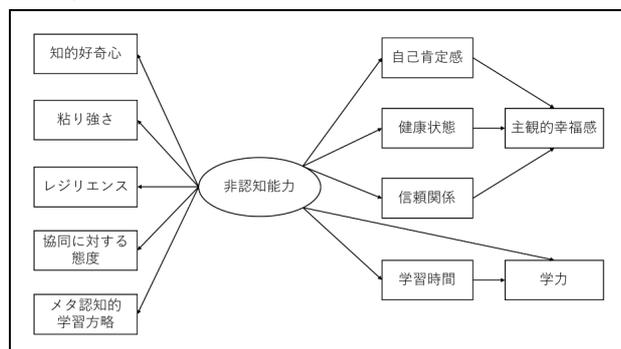


図1. 構造モデル

5. 分析の実施

上記の構造モデルに基づき、Stataを用いて、構造方程式モデリングを実施した。まず、小学生および中学生の3年分、計6つのデータセットを統合した全体データに対して単一の構造モデルを当てはめ、主観的幸福感および学力への関連構造の全体的な妥当性を検証した。この際、非認知能力が自己肯定感、健康状態、信頼関係、学習時間を介して主観的幸福感および学力に及ぼす間接効果については、ブートストラップ法(2000回反復)を用いて検証した。次に、学校種による関連構造の違いを明らかにすることを目的として、データセットを小学生と中学生の2群に分割し、それぞれに同一の構造モデルを適用した多母集団同時分析を実施した。このとき、まず両群で同一のパス構造のみを仮定した自由推定モデル(構成概念間の関係は共通だが係数は群ごとに推定)を推定し、続いて主要な構造パスに等値制約を課したモデルと尤度比検定により比較することで、どの経路に群間差が生じているかを探索的に検討した。最後に、家庭的要因が及ぼす影響を検討するため、学習環境および保護者支援の2つの観点に基づき群を形成し、同様に多母集団同時分析を行った。具体的な群の形成方法は次章で示す。本研究では、学習環境および保護者支援を連続変数としてではなく、「有無」によって文脈条件が異なるカテゴリカルな調整変数として位置づけた。これは、これらの要因が関連の強さを連続的に変化させるというよりも、関連構造そのものが成立する条件を分ける要因であると考えたためである。

以上の手続きにより、本研究では、全体としての関連構造の妥当性と、学校種および家庭的要因の違いに

よって、どの経路に関連構造の差異が現れるのかを探索的に検証した。なお、本分析では各年度のデータを統合した上で構造方程式モデリングを適用しているため、同一個人からの繰り返し測定が独立な観測として扱われている。その結果、推定された標準誤差が過小評価され、検定結果が過大に有意と判断される可能性がある。この点に対する補足的な検証として、本研究では同一年度ごとに母集団を分けて推定する多母集団同時分析を補足的に実施し、推定結果の妥当性を確認した。結果と考察は次章に示す。

V. 結果と考察

1. 小中学生統合全体データに対する分析

A市小中学生(N=7,933)を対象に、各要素と主観的幸福感および学力との関連を検証した。モデルの適合度指標はCFI = .931, TLI = .908, RMSEA = .086, SRMR = .054であり、概ね許容範囲内の適合度を示した。また、主観的幸福感および学力との関連構造の年度差について検証するためにR4・R5・R6の各年度における多母集団同時分析も行った。モデル適合度は、それぞれR4:CFI = .931, TLI = .908, RMSEA = .087, SRMR = .053, R5:CFI = .930, TLI = .907, RMSEA = .086, SRMR = .055, R6:CFI = .930, TLI = .906, RMSEA = .087, SRMR = .054であり、いずれの年度においてもモデル適合は概ね許容範囲の適合度を示した。分析結果から非認知能力が自己肯定感、健康状態、信頼関係、学習時間に関連し、これらを介して主観的幸福感および学力に関連するという基本的な構造は、3年間にわたって一貫して確認された。各パス係数の大きさには年度ごとに若干の増減が見られたが、いずれの年度においてもすべての経路が有意に成立しており、本研究で想定した関連構造は特定の年度に依存しない安定した構造である可能性が高いと考えられる。なお、主な内生変数の決定係数は、自己肯定感で $R^2 = .346$ 、健康状態で $R^2 = .137$ 、信頼関係で $R^2 = .213$ 、学習時間で $R^2 = .065$ 、主観的幸福感で $R^2 = .335$ 、学力で $R^2 = .086$ であった。とりわけ、自己肯定感および主観的幸福感においては比較的高い説明率が示された一方で、学習時間および学力に関しては決定係数が小さく、本モデルでは十分に捉えきれていない他の要素が関与している可能性が示唆される。以上を踏まえ、図2に統合データに対する分析結果を示す。また、本構造モデルにおいて外生変数間の共分散については

Stata のデフォルト設定により推定されている一方、内生変数の誤差項間の相関については任意に設定を行っておらず、図中では誤差共分散は省略して表記している。さらに、すべての経路係数 β （観測変数間の関連の大きさを表す数値）は統計的に有意であり（ $p < .001$ ）、図中および本文中では簡潔さのため有意水準の表記は省略した。

構造方程式モデリングの結果、非認知能力は自己肯定感、健康状態、および信頼関係のいずれとも有意に関連していた。また、自己肯定感、健康状態、および信頼関係はいずれも主観的幸福感と有意に関連しており、主観的幸福感がこの3要素と同時に関係していることが示された。学力については、非認知能力および学習時間のいずれとも有意な関連が認められた。加えて、非認知能力と主観的幸福感および学力との関連について、自己肯定感、健康状態、信頼関係、および学習時間を媒介変数とした間接効果を検証した。その結果、媒介経路のいずれにおいても、95%信頼区間に0を含まず、間接効果が有意であることが確認された。なお、パラメータ推定には、ブートストラップ法（2000回反復）を用いた。

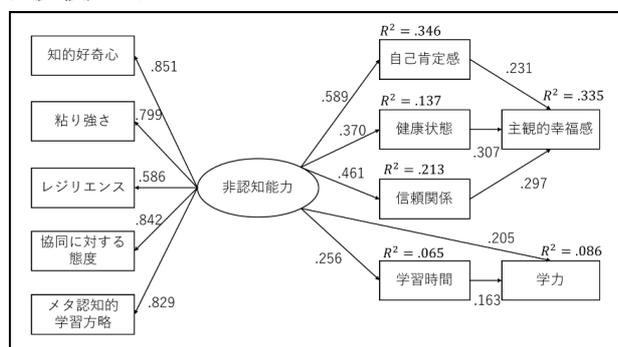


図2. 構造方程式モデリングの分析結果

2. 小中学生別モデルの比較

小学生（ $N = 4,649$ ）と中学生（ $N = 3,284$ ）に分けて多母集団同時分析を実施した結果、小学生モデルの適合度は、 $CFI = .942$ 、 $TLI = .922$ 、 $RMSEA = .078$ 、 $SRMR = .048$ である、概ね許容できる結果が得られたのに対し、中学校モデルの適合度は、 $CFI = .907$ 、 $TLI = .875$ 、 $RMSEA = .104$ 、 $SRMR = .065$ であり、 $RMSEA$ および TLI の値から、モデルの当てはまりは相対的に低い水準にとどまった。この差異は、本研究で仮定した関連構造が、小学生においては当てはまりやすい一方で、中学生においては、必ずしも同一の構造で十分に説明しきれない可能性を示唆している。また、小学校

および中学校における $R4 \cdot R5 \cdot R6$ の各年度の構造モデルを比較した結果、各モデルの適合度は概ね許容できる結果が得られた。設定した関連構造の各経路係数の大きさには年度ごとの若干の増減が見られたものの、経路の方向性は共通していた。これらの結果から、本研究で想定した関連構造は、特定の年度に依存するものではなく、小学校段階および中学校段階の双方において概ね安定した構造として成立している可能性が高いと考えられる。これらに対し、まず自由推定モデルを推定し、これを基準として、逐次的に各パスへ等値制約を課したモデルを構築し、両者を尤度比検定により比較することで、群間差の有無を検証した。各パス構造と経路係数を表5に示す。なお、すべてのパスにおいて、経路係数は統計的に有意であった（ $p < .001$ ）。

小学校と中学校の多母集団同時分析の結果を比較すると、非認知能力から自己肯定感および信頼関係への関連、ならびに自己肯定感・健康状態・信頼関係から主観的幸福感への関連、さらに非認知能力および学習時間から学力への関連については、学校種による有意な差は認められず、小学生・中学生に共通した関連構造が成立していることが示された。一方で、非認知能力から健康状態への経路、非認知能力から学習時間への経路、および信頼関係から主観的幸福感への経路については、学校種による差異が存在することが確認された。経路係数を比較すると、非認知能力と学習時間の関連は中学校において相対的に高い値を示しており、中学生の方が非認知的側面と学習行動がより強く関連する可能性が示唆される。一方で、非認知能力と健康状態、信頼関係と主観的幸福感の関連は小学校において相対的に高い値を示しており、小学生の方が

表5. 小学生と中学生の経路係数の差の比較

パス	小学生	中学生	差の検定
非認知能力→自己肯定感	.586	.593	
非認知能力→健康状態	.379	.349	*
非認知能力→信頼関係	.471	.441	
自己肯定感→主観的幸福感	.209	.264	
健康状態→主観的幸福感	.290	.334	
信頼関係→主観的幸福感	.302	.286	*
非認知能力→学力	.190	.218	
非認知能力→学習時間	.220	.331	***
学習時間→学力	.156	.182	

* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$.

表 6. 学習環境の違いによる経路係数の比較

パス	環境有群	環境無群	差の検定
非認知能力→自己肯定感	.563	.595	
非認知能力→健康状態	.346	.342	
非認知能力→信頼関係	.450	.422	
自己肯定感→主観的幸福感	.221	.239	
健康状態→主観的幸福感	.299	.309	
信頼関係→主観的幸福感	.278	.326	
非認知能力→学力	.220	.143	***
非認知能力→学習時間	.233	.238	
学習時間→学力	.148	.184	

*p<.05, **p<.01, ***p<.001.

非認知的側面と健康状態、および対人関係と主観的幸福感がそれぞれ強く関連する可能性を示す結果である。

3. 家庭環境別モデルの比較

a. 学習環境の観点

学習環境に関する回答を基に「落ち着いて学習できる環境」があると回答した群とないと回答した群の2群に分類し、多母集団同時分析を行った。以下、環境有群 (N=6,061) と環境無群 (N=1,872) と呼ぶ。それぞれの群に対するモデル適合度は、環境有群が CFI = .927, TLI = .902, RMSEA = .084, SRMR = .054, 環境無群が CFI = .927, TLI = .902, RMSEA = .091, SRMR = .060 であり、概ね許容できる結果が得られた。また、環境有群および環境無群における R4・R5・R6 の各年度の構造モデルを比較した結果、各モデルの適合度は概ね許容できる結果が得られ、設定した関連構造についても前節と同様に、いずれの群においても3年間にわたって安定していることが確認された。これらの結果から、本研究で想定した関連構造は、特定の年度に依存するものではなく、環境有群および環境無群の双方において概ね安定した構造として成立している可能性が高いと考えられる。これらに対し、前節と同様の方法で群間差の有無を検証した。各パス構造と経路係数を表6に示す。なお、すべてのパスにおいて、経路係数は統計的に有意であった (p < .001)。

比較した結果、非認知能力から自己肯定感・健康状態・信頼関係を介し、主観的幸福感に至る各経路、ならびに非認知能力から学習時間、学習時間から学力へ至る経路についてはいずれも群間差は認めら

れず、落ち着いて学習できる環境の有無に関わらず、安定した共通した関連構造が成立していることが示された。一方で、非認知能力から学力の経路においてのみ群間差が有意であることが確認された。経路係数を比較すると、落ち着いて学習できる環境があると答えた群の方が、相対的に高い値を示しており、この結果は、落ち着いて学習できる場所の有無が非認知能力と学力の関連に影響を与える可能性を示唆している。

表 7. 保護者支援の違いによる経路係数の比較

パス	支援関与群	非支援関与群
非認知能力→自己肯定感	.592	.580
非認知能力→健康状態	.370	.369
非認知能力→信頼関係	.457	.472
自己肯定感→主観的幸福感	.231	.231
健康状態→主観的幸福感	.319	.280
信頼関係→主観的幸福感	.282	.330
非認知能力→学力	.205	.205
非認知能力→学習時間	.265	.232
学習時間→学力	.159	.172

b. 保護者支援の観点

保護者支援に関する回答を基に「あなたの気持ちを大切にしながら相談にのる」の保護者が支援的に関与してくれる群と「保護者の希望や意見を強く言ってくる」「あなたにすべてをまかせて口出しをしない」「あなたの生活や学習について気にしていない」を統合した、保護者が支援的に関与してくれない群の2群に分類した。以下、前者を支援関与群 (N=5,486)、後者を被支援関与群 (N=2,447) と呼ぶ。それぞれの群に対するモデル適合度は、支援関与群が CFI = .935, TLI = .912, RMSEA = .085, SRMR = .052, 被支援関与群が CFI = .923, TLI = .896, RMSEA = .090, SRMR = .058 であり、概ね許容できる結果が得られた。また、支援関与群および非支援関与群における R4・R5・R6 の各年度の構造モデルを比較した結果、前節および前項と同様に、いずれの群においても3年間にわたって安定していることが確認された。これらの結果から、本研究で想定した関連構造は、特定の年度に依存するものではなく、支援関与群および被支援関与群の双方において概ね安定した構造として成立している可能性が高いと考えられる。各パス構造と経路係数を表7に示す。

なお、すべてのパスにおいて、経路係数は統計的に有意であった ($p < .001$)。

自由推定モデルと、全ての構造パスに等値制約を課したモデルとの尤度比検定を行った結果、LR χ^2 (9)=11.83, $p=.223$ であり、両モデル間に統計的に有意な差は認められなかった。この結果は、少なくとも本研究のデータにおいては、支援関与群と非支援関与群との間で構造が異なるとする統計的証拠が得られなかったことを意味し、保護者の支援関与の有無にかかわらず、共通した構造として成立している可能性が高いと解釈される。

VI. 結言

本研究は、A市小中学校の児童生徒を対象とした大規模アンケート調査データを用い、主観的幸福感および学力に関連する要素の構造を、非認知能力を基盤として検証するとともに、学校種および家庭環境の違いによる関連構造の差異について、多母集団同時分析を用いて検討した。

RQ1「小中学生の主観的幸福感および学力と諸要素の関連構造はどのように形成されているのか」に関して、統合データに対する構造方程式モデリングの結果、非認知能力は、自己肯定感、健康状態、信頼関係、学習時間のいずれとも有意に関連し、これらを媒介して主観的幸福感および学力の双方と関連する構造が確認された。また、ブートストラップ法による間接効果の検証においても、非認知能力から主観的幸福感への経路は、自己肯定感、健康状態、信頼関係を介したすべての媒介効果が有意であり、学力に対しても学習時間を介した有意な間接効果が確認された。これらの結果は、主観的幸福感が自己肯定感、健康状態、対人関係と安定して関連すること（露口, 2017; 喜多島ら, 2021; 目黒ら, 2025）、ならびに非認知能力が自己肯定感、健康状態、信頼関係、学習行動を通じて、主観的幸福感および学力の形成に関与することを示した先行研究（文部科学省, 2022; 久保田ら, 2022）を支持する結果である。なお本研究では、同一対象者に対する繰り返し測定が被験者間変動として扱われることによる推定の歪みを回避するため、年度ごとに分離したうえで、多母集団同時分析を実施する方法を採用した。これは、同一回答者の混在による標準誤差の過小評価や検定の自由度の過大推定を回避するための実務的対応であり、本分析結果の信頼性を担保している。

RQ2「学校種や家庭環境の違いは、関連構造にどのような変化をもたらすのか」に関して、本研究の結果は、「関連構造の骨格は共通である一方、その程度が文脈によって部分的に変調する」という特徴を示した。すなわち、小学校・中学校の比較においては、非認知能力を起点とし、主観的幸福感および学力へと至る構造は共通して成立していたが、非認知能力と学習時間の結びつきは中学校段階において相対的に強く、一方で非認知能力と健康状態、ならびに信頼関係と主観的幸福感との結びつきは小学校段階において相対的に強い傾向が確認された。この結果は、非認知能力と勉強時間および精神的健康、ならびに友人関係と主観的幸福感が小学生・中学生ともに関連していると示した先行研究（文部科学省, 2022; 文部科学省, 2024）に対して、学校種によって関連の程度に差が生じる可能性を示唆した点で補足的な知見を提供するものといえる。また、学習環境の有無による比較においては、非認知能力から主観的幸福感へ至る経路および、非認知能力から学習時間・学力へと至る媒介構造はいずれも環境の有無にかかわらず安定して成立していた一方で、非認知能力と学力との直接的な結びつきのみが、学習環境の有無に応じて意味のある差を示すという結果が得られた。この結果は、家庭における学習環境が、児童生徒の非認知的側面と関連するとした先行研究（お茶の水女子大学, 2023）と整合的であり、落ち着いて学習できる環境が、非認知能力と学力との関連を強める可能性を示した点で、先行知見を補足・発展させる結果を示したといえる。さらに、保護者支援の有無による比較では、関連構造全体に有意な群間差は認められず、本研究で想定した範囲においては、保護者支援の有無によって、非認知能力、主観的幸福感、学力の結びつきの枠組み自体が分岐することは確認されなかった。この結果は、保護者支援が重要であるという一般的な理解を否定するものではなく、少なくとも本研究の構造モデルにおいては、関連の程度を変化させる条件として統計的に検出されなかったことを意味している。

本研究の意義は、主観的幸福感と学力を同一の構造モデルで同時に捉え、非認知能力を基盤とする媒介構造として両者の関連を、先行研究と整合的に実証した点にある。すなわち、自己肯定感、健康状態、信頼関係が主観的幸福感と関連し、さらに学習時間を介して学力にも結びつく構造を示したことで、非認知能力を

軸に両者を統合的に捉える教育実践の可能性が示唆された。また、学校種および家庭環境に着目し、多母集団同時分析により、諸要素の関連が構造モデル上のどの経路に現れるのかを検証した点にも意義がある。一方、本研究には限界もある。第一に、横断的分析にとどまり、個人内変化を捉える縦断的因果分析には至っていないため、因果方向を確定するものではない。したがって、本研究で示された関連は、あくまで構造の関連を示す知見にとどまる。また、主観的幸福感と学力の双方向的関係の可能性そのものを否定するものでもなく、この点については今後、交差遅延モデル等を用いた縦断的分析により検討すべき課題である。第二に、本研究の対象はA市の小中学生に限定されており、地域の特性が結果に影響している可能性を否定できない。そのため、本研究の知見を一般化するためには、今後、他地域や異なる教育条件下における検証を積み重ねていくことが不可欠である。第三に、本研究では、性別や家庭の社会的経済的背景（家庭収入、保護者学歴等）といった個人属性および社会経済的要因を統制変数としてモデルに含めていない点も限界として挙げられる。これらの要因は、本研究で用いた要素に影響し得る交絡要因であり、得られた結果は、これら未統制の要因の影響を包含している可能性を否定できない。今後は、個人属性や社会経済的背景を統制したモデルを構築することにより、関連構造をより精緻に検討していく必要がある。ただし、本研究では同一個体を3年間にわたって追跡した縦断データを取得しており、この点は今後の分析における強みでもある。今後は、本研究で用いた構造モデルを基礎としつつ、同一個体内の変化を直接捉える縦断的分析を継続研究として進めることで、第一に挙げた限界を補完し、非認知能力、主観的幸福感、学力の関連を、時間的推移の観点も含めてより精緻に検討していくことが可能になると考えられる。

付記・謝辞

本研究に協力してくださったA市教育委員会、A市立小中学校の児童生徒および教職員の皆様に感謝申し上げます。なお、本研究はJSPS 科研費22K02891の助成を受けたものです。

文献

石井英真 (2019) 「非認知的能力の育て方を問う—スキル訓練を

- 超えて—」『日本教材文化研究財団研究紀要』49.
- 小塩真司 (2021) 『非認知能力 概念・測定と教育の可能性』北大路書房.
- 喜多島知穂・飛鳥井正道・末吉隆彦・磯崎隆司・前野隆司 (2021) 「主観的ウェルビーイングの分析と構造化—因子分析と偏相関関係分析を用いた心理的要因の関係分析—」『日本感性工学会論文誌』20(2), 129-139.
- 国立教育政策研究所 (2017) 『非認知的（社会情緒的）能力の発達と科学的検討手法についての研究に関する報告書』.
- 埼玉県教育委員会 (2025) 「令和6年度 埼玉県学力・学習状況調査報告書」.
- 鳥取県教育委員会 (2025) 「令和6年度 とっとり学力・学習状況調査報告書」.
- 福島県教育委員会 (2025) 「令和7年度 ふくしま学力調査報告書」.
- 文部科学省 (2022) 「質問紙調査に関する調査研究報告書」.
- 文部科学省 (2023) 「第4期教育振興基本計画」
- 文部科学省 (2024a) 「令和5年度 全国学力・学習状況調査 ウェルビーイングに関する分析報告書」.
- 文部科学省 (2024b) 「社会情緒的（非認知）能力の発達と環境に関する研究：教育と学校改善への活用可能性の観点から」
- 目黒幸士郎・水流卓哉・赤坂真二 (2025) 「小学生におけるウェルビーイングと共同体感覚の関連」『上越教育大学教職大学院研究紀要』12, 21-42.
- 露口健司 (2017) 「学校におけるソーシャル・キャピタルと主観的幸福感—『つながり』は子どもと保護者を幸せにできるのか?—」『愛媛大学教育学部紀要』64, 171-198.
- Diener, E. (1984). Subjective well-being. *Psychological Bulletin*, 95(3), 542-575.
- OECD 編著 (2018) 『社会情動的スキル—学びに向かう力』明石書店.
- OECD (2020) 『OECD ラーニング・コンパス（学びの羅針盤）2030: コンセプトノート〔日本語仮訳版〕』.