

潜在クラス成長分析を用いた 読書に対する動機づけの発達的变化の検討

松 尾 剛

Developmental Trajectories of Reading Motivation: An Examination
with Latent Class Growth Analysis

Go Matsuo

本研究の目的は、読書に対する動機づけの発達的变化について、各学年における標準的な発達の様相とその背後にある個人差のパターンの特徴を明らかにすることであった。小学1年から中学2年の児童・生徒1143名を対象に、読書に対する自律的な動機づけと外的調整による動機づけを6ヶ月間隔で4回にわたって測定した。成長曲線モデルを用いた多母集団同時分析の結果、読書に対する動機づけは学年が上がるにつれて低下する傾向を示し、特に小学校低学年の時期の低下が顕著であることが示された。潜在クラス成長分析を用いて、動機づけの発達的变化の下位クラスを分類した。その結果、小学校の低学年では、調査開始時点での自律的動機づけは高いが、その後、動機づけを低下させるという変化を示す児童が見られた。それに対して、学年が上がると、調査開始時点の自律的動機づけが低く、その状態からさらに動機づけを低下させるという変化を示す児童や生徒が見られた。外的調整については、小学校の中学年以降において、増加する傾向を示す児童や生徒が見られた。以上の結果は、読書教育が外的調整を高めるにとどまり、自律的動機づけを高めるには至っていない可能性を示唆するものである。

キーワード：読書、動機づけ、発達的变化、潜在クラス成長分析

問題と目的

近年、読書に対する意欲が極端に低い児童や生徒の存在が問題になっている。子どもの読書に関する調査結果は、読書時間の分布に二峰性が見られること（猪原, 2022）や、学年が上がるにつれて本を読まなくなる子どもの割合が高くなる傾向（ベネッセ教育総合研究所, 2023）を示しており、第5次「子どもの読書活動の推進に関する基本的な計画」（文部科学省総合教育政策局, 2023）でも、子どもたちの不読率の改善が課題とされている。小中学生が自由時間に行う読書が学業成績に正の効果を示すといった知見（伊藤他, 2021）や、子どもの頃の読書の充実が、自己肯定感、市民的教養、向上心といった成人の意識・意欲・行動に正の効果を示すといった知見（濱田他, 2016）を踏まえると、子どもたちの読書に対する意欲を高めることは教育における重要な課題と言える。

各学校において、朝の読書活動、読み聞かせ、国語科の授業時間におけるブックトークなど、子どもの読書を促すための取り組みがなされている（立田, 2023）。ただし、学校における様々な取り組みを通じて本を読む時間が確保されたとしても、それらの活動を通じて子どもたちが本を読む楽しさや価値を実感していなければ、読書に対する動機づけの増加には至らないだろう。小学校低学年から中・高学年にかけて平均読書時間が増加するが、中学1年生以降では読書時間が低下する（秋田・濱田, 2024）ことや、読書時間の分布には二峰性が見られる（猪原, 2022）ことを踏まえると、読書に関する多様な取り組みが継続的な読書につながる動機づけを十分に育んでいない可能性も考えられる。仮にそのような状況が生じているのであれば、生涯に渡って自律的、主体的に読書に親しむ子どもたちを育てるという点において、現在の取り組みには検討の余地があると言えよう。そこで、現在の読書活動の成果について検討するための基礎資料として、まずは読書に対する動機づけの発達の変化の実態を把握することが必要だと考えられる。読書に対する動機づけの発達の変化には多様な個人差が見られる可能性も想定されるため、学年を通じた標準的な変化の傾向だけでなく、そのような変化の背後にある個人差のパターンを明らかにすることも必要だと考えられる。

読書に対する動機づけに関する先行研究は、読書量や読解力と、読書に対する内発的な動機づけや効力感との間には正の相関関係があり、外発的、回避的、否定的な動機づけとの間には負の相関関係があることを示してきた (Baker & Wigfield, 1999; Becker et al., 2010; Guthrie et al., 2009; Troyer et al., 2019; Wang et al., 2020; Wigfield & Guthrie, 1997)。自己決定理論 (Ryan & Deci, 2000) では、外発的動機を、価値や重要性の認識に基づく統合的調整や同一化的調整、恥や罪悪感に基づく取り入れの調整、外的報酬や他者からの統制的な働きかけに基づく外的調整に分類する。また、高次の概念として、内発的動機づけと統合的調整や同一化的調整を自律的動機に分類し、取り入れの調整や外的調整を統制的動機に分類する考え方もある (Deci & Ryan, 2000)。岡田 (2010) によるメタ分析では、動機づけ下位尺度間の母相関係数行列に対する探索的因子分析の結果、自律的動機と統制的動機に対応する2つの因子が抽出された。De Naeghel et al. (2012) は、この自律的動機と統制的動機という分類に基づき、ベルギーの小学5年生を対象として読書に対する動機づけを調査した。調査の結果、読書に対する自律的動機が高い児童ほど、自由時間における読書の頻度、読解成績、読書への集中や持続性などが高いことが示された。また、統制的読書動機がこれらの変数に与える影響は小さいことも示された。日本の小学5、6年生を対象とした調査でも、自律的読書動機が高い児童ほど読書時間が長く、男子では統制的読書動機が高い児童ほど読書時間が短いという結果が示された (臼井, 2016)。これらの知見を踏まえると、読書に対する自律的な動機づけを高めることが重要と考えられる。本研究でも、これらの先行研究と同様に、自律的動機と統制的動機という概念を用いて読書動機を検討する。このような高次の概念を用いることで、内発的動機、統合的調整、同一化的調整の区別は困難になる。しかし、本研究では小学校低学年の児童を調査対象に含むため、回答の負担を考慮して質問項目をできるだけ少なくする必要があった。そこで、少数の因子によって動機づけを検討するという方針をとった。

読書に対する動機づけの発達的变化の様相を明らかにするという目的について、本研究では2つの観点から検討する。第一に、各学年における標準的な発達の様相を検討する。第二に、各学年における動機づけの発達的变化の個人差

を検討する。伊藤（2022）は、発達研究における縦断的アプローチの意義について、発達についての理解を深めるためには、研究の出発点として標準的な発達の様相を知ることに加えて、各個人のレベルでの時系列的変化の軌跡と、その個人差の定量化が必要であると述べている。このような発達的变化の個人差を検討した研究の例として Aunola et al. (2002) がある。この研究では、小学1年生を対象に、読解スキルと読書能力の高さに対する自己認識が3回測定され、成長曲線モデルを用いた分析が行われた。分析の結果3つの下位クラスが示され、その中には最初の調査時には読解スキルの得点が低かったにも関わらず、読解スキルと自己認識の得点が増加した群なども見られた。このような変化のパターンが明らかにされたことは、入学時に読解スキルの得点が低い児童でも、その後の発達が期待できることを教育現場に示すという点で重要な知見だと考えられる。Aunola et al. (2002) では読解スキルや読書能力の高さに対する自己認識が検討の対象であったが、読書に対する動機づけはこれらの変数と関連することから、同様に多様な発達的变化のパターンがあると想定できる。そして、そのような動機づけの発達的变化の実態を教育現場に示すことの意義は大きいと考える。

以上を踏まえ、本研究では小学1年生から中学2年生を対象として読書に対する動機づけを継続的に測定する。それらのデータについて、成長曲線モデルを用いた分析を行うことで、各年齢段階の標準的な特徴を明らかにする。次に、学年ごとに潜在クラス成長分析（Latent Class Growth Analysis）を用いた分析を行うことで、読書に対する動機づけの発達的变化に関する個人差のパターンを明らかにする。潜在クラス成長分析は、成長混合分布モデル（Growth Mixture Modeling）の特殊なタイプである。成長混合分布モデルは、成長曲線モデルにおける切片と傾きの因子に基づいて、変化の軌跡を異なる複数の下位クラスに分類する手法である。潜在クラス成長分析では、各クラス内での個々の成長の軌跡は全て均質であるという仮定のもと、各クラス内における切片および傾き因子の分散と共分散の推定値を0に固定するという制約を課す（Muthén & Muthén, 2000; 西村, 2022）。この制約により、モデルの収束が早くなるといった特徴がある（Jung & Wickrama, 2008）。

方法

調査の概要

調査は某県の教育委員会による、子どもの読書活動の充実に関する事業の一環として実施された。県内の4つの小学校と2つの中学校に通う、小学1年生から中学3年生までの子どもを対象に質問紙調査を実施して回答を得た。調査対象校では、授業で教科書以外の文章を多読する活動や、読書ボランティアを活用した読み聞かせなど、学校ごとの取り組みが日常的に行われていた。2018年の6月と12月、2019年の6月と12月の4回にわたって調査を実施した。調査対象校は全て異なる学区にあり、小学6年生から中学1年生にかけての継続的な調査を実施することはできなかった。そのため、全ての調査に対する回答が得られた2018年度の小学1年生135名、2年生153名、3年生157名、4年生129名、5年生152名、中学1年生207名、2年生210名を分析対象とした。低学年に対する調査の際には、各学級の児童の実態に応じて、担任教師が質問項目を読み上げるなどの方法を用いた。

調査内容

質問紙には以下の質問項目が含まれており、4回の調査には全て同一の項目を用いた。

読書に対する動機づけ 各学校から調査実施時の負担を考慮して質問項目の数を少なくしてほしいという要望があったため、読書に対する自律的動機と統制的動機を測定する尺度（臼井, 2016）から各4項目を抜粋して使用した。小学校低学年の児童でも内容を理解できると判断した項目を選択し、一部の項目は表現を変えて用いた。自律的動機を測定する項目については、内発的動機づけの側面と統制的調整や同一化的調整の側面が共に含まれるように考慮して「もっとたくさんを知りたいから」「本を読むのが好きだから」「本を読むと心がわくわくするから」「将来いろいろなことに役立つから」の4項目を使用した。統制的動機を測定する項目については「家族の人がいつも本を読むように言うから」「先生がいつも本を読むように言うから」「本を読まない友達との話があわなくなるから」「本を読むことは学校のきまりのようなものだから」

ら」の4項目を使用した。臼井(2016)で高い因子負荷量を示した項目は家族に対する認識をたずねるものであり、内的整合性を高めることを過度に重視して負荷量の高い項目のみを抜粋してしまうと、測定される内容が家族に対する認識に偏ってしまうことが危惧された。今回の調査では、多様な対象に対する認識を測定できることを重視して上記の4項目を選択した。これらの計8項目について、「あなたが読書をする理由にどのくらいあてはまりますか。」とたずね、各項目について1. とてもあてはまる, 2. あてはまる, 3. どちらかといえばあてはまる, 4. あまりあてはまらない, 5. あてはまらない, の5段階で回答を求めた¹。

その他の項目 その他に、読書の時間や量に関する項目(4項目)、読んでいる本の種類と程度に関する項目(8項目)、読書に対する効力感に関する項目(5項目)、本を読んでいる時の読み方に関する項目(14項目)を質問紙に含めた。このうち「1日の読書時間は何分くらいですか」(1. 1時間よりおおい, 2. 41～60分, 3. 21～40分, 4. 1～20分, 5. 0分, の5段階で回答), 「あなたは「物語」を読みますか」「あなたは「科学的よみもの」(自然や生活のことを説明する本)を読みますか」(いずれも, 1. とてもよく読む, 2. よく読む, 3. ときどき読む, 4. あまり読まない, 5. 読まない, の5段階で回答)という項目への回答を尺度の妥当性を検討するために使用した。

研究倫理

事前に調査に使用する項目を各学校の学校長に確認してもらい、表現を修正した。その際、子どもたちへの質問を控えてほしいという要望があった項目(性別、家庭の蔵書量や親の関わりなど家庭環境に関する項目など)は除外し、調査実施の同意を得た。児童への配慮として、質問に正解はないこと、質問の意味がわからなかったり、答えたくないと思ったりした時には回答しなくても良いことを調査用紙の表紙に明記した。

¹「どちらとも言えない」という表現は多義的であり(Sturgis et al., 2014)、調査に慣れていない子どもたちにとっては、中間的な状態であることを示しているのか、判断ができないことを示しているのか、を判断することが困難であると考えられる。そのため、本調査では「3. どちらとも言えない」という表現を用いなかった。

結果

分析には Mplus ver 8.9 (Muthén & Muthén, 1998-2017) を使用し、記述統計量の計算には HAD (清水, 2016) を用いた。ロバスト最尤法を用いた推定では、欠損値への対処として完全情報最尤推定法 (Full information maximum likelihood method) を用いた。分析は得点を反転した上で行っており、得点が高いほど、読書に対する効力感や動機づけが強くなることを意味する。

読書に対する動機づけ尺度の因子構造の検討

第1回調査における動機づけ尺度8項目の回答について、ロバスト最尤法・ジオミン回転による探索的因子分析を行った。事前に得点分布を確認したところ、自律的動機に関する項目には天井効果が、統制的動機に関する項目には床効果が生じている可能性が想定されたため、それぞれ上側と下側で打ち切られた変数として分析を行った。2因子解を指定した分析では、自律的動機に関する項目と統制的動機に関する項目それぞれに高い負荷量を示す因子が抽出された (Table1)。3因子解を指定した分析 (Table2) では、第1因子が本を読むことへの興味や関心に関する項目に高い負荷量を示しており、内的調整に対応する因子と解釈した。第2因子は本を読むことの価値や意義に関する項目に高い負荷量を示しており、統合的調整や同一化的調整に対応する因子と解釈した。第3因子は統制的動機に関する項目全体に高い負荷を示していた。4因子解を指定した分析では、全ての項目に低い負荷量を示す因子が新たに抽出され、統制的動機の下位概念と解釈可能な因子は抽出されなかった。統制的動機に関する4項目には、読書に対する子どもの感情に関する項目がなく、他者からの統制的な働きかけに関する項目のみが含まれていることを踏まえ、この因子は統制的動機ではなく、外的調整に該当するものであると解釈した。解釈の妥当性を検討するため、3因子解における因子間相関を算出したところ、第1因子と第2因子、第2因子と第3因子、第1因子と第3因子の順に値が高く、自律性の次元上で近接する因子間の相関が高いことが確認された (Table2)。以上の結果より、探索的因子分析の結果として最終的に2因子解を採用した。

全ての測定時点における因子構造の同一性を検討するため、第2回から第4

Table1 読書に対する動機づけ尺度の因子負荷量 (2 因子解)

	因子 1	因子 2	平均	SD
(1) もっとたくさんを知りたいから	0.704	0.097	3.13	1.35
(2) 本を読むのが好きだから	0.809	-0.099	3.54	1.41
(3) 本を読むと心がわくわくするから	0.778	-0.004	3.24	1.41
(4) 将来いろいろなことに役立つから	0.648	0.171	3.17	1.40
(5) 家族の人がいつも本を読むように言うから	0.163	0.640	1.90	1.30
(6) 先生がいつも本を読むように言うから	-0.066	0.783	2.14	1.36
(7) 本を読まないと友達との話があわなくなるから	0.152	0.681	1.89	1.30
(8) 本を読むことは学校のきまりのようなものだから	-0.006	0.659	2.63	1.51
因子間相関				
第 2 因子	.143*			

* $p<.05$

Table2 読書に対する動機づけ尺度の因子負荷量 (3 因子解)

	因子 1	因子 2	因子 3
(1) もっとたくさんを知りたいから	0.381	0.516	-0.023
(2) 本を読むのが好きだから	0.906	-0.011	-0.028
(3) 本を読むと心がわくわくするから	0.689	0.148	0.028
(4) 将来いろいろなことに役立つから	0.267	0.619	0.015
(5) 家族の人がいつも本を読むように言うから	0.021	0.264	0.560
(6) 先生がいつも本を読むように言うから	-0.002	-0.039	0.829
(7) 本を読まないと友達との話があわなくなるから	-0.024	0.312	0.582
(8) 本を読むことは学校のきまりのようなものだから	0.032	0.007	0.661
因子間相関			
第 2 因子	.439*		
第 3 因子	.037*	.250*	

* $p<.05$

回の調査結果について、自律的動機と外的調整の 2 因子構造を仮定した確認的因子分析を行った。修正指標としてラグランジュ乗数 (Lagrange multiplier) の値を参照し、「本を読むのが好きだから」と「本を読むと心がわくわくするから」の誤差間、「先生がいつも本を読むように言うから」と「本を読むことは学校のきまりのようなものだから」の誤差間に相関を仮定した。前者は内的調整に関する項目であり、後者は外的調整に関する項目のうち学校に関する項目であることから、誤差間に相関を仮定することは妥当と判断した。全ての測

Table3 確認的因子分析における各モデルの適合度

モデル	χ^2	df	CFI	TLI	RMSEA	SRMR	BIC
第2回のみ	55.083	17	.980	.968	.045	.036	28037.838
第3回のみ	91.241	17	.961	.936	.063	.051	27171.203
第4回のみ	106.430	17	.952	.920	.070	.058	26142.262
モデル1	1057.745	380	.945	.928	.040	.064	105025.953
モデル2	1080.377	398	.944	.931	.039	.065	104922.444
モデル3	1133.639	416	.941	.930	.039	.065	104849.290

注) モデル1：因子負荷量と各項目の切片を自由推定，2：同一因子から同一項目への因子負荷量を時点間で等値制約，3：因子負荷量に加えて同一項目の切片についても時点間で等値制約。 χ^2 の有意確率は全て $p<.001$ であった。

定時点で概ね良好なモデル適合度が確認された (Table3)。

次に、全時点のデータを用いた分析を行った。各時点で自律的動機づけと外的調整の因子を仮定し、同一の質問項目の誤差間、および全ての因子間に相関を仮定した上でモデル適合度を比較した。比較に用いたモデルは、因子負荷量と各項目の切片を自由推定したモデル1、同一因子から同一項目に対する因子負荷量に時点間で等値制約を課したモデル2、モデル2の制約に加えて同一項目の切片に時点間で等値制約を課したモデル3であった。分析の結果、いずれのモデルも適合度は良好であった。スケール補正因子を用いたカイ二乗差異検定の結果、モデル2と3 ($\chi^2(18)=53.967, p<.001$)、モデル1と3 ($\chi^2(36)=73.434, p<.001$) の差が有意であり、モデル1と2の差は有意でなかった ($\chi^2(18)=21.136, p=.273$)、BICの値はモデル3が最も低かった。以上の結果からモデル2を採用し、因子と項目の関係は全ての調査時期で同一であると判断した。時期ごとに McDonald の ω_i を算出したところ、自律的動機尺度4項目では .815 .809 .812 .818、外的調整尺度4項目では .731 .706 .678 .707 であった。以降の分析では、第1因子に高い負荷量を示した4項目の算術平均を自律的動機得点、第2因子に高い負荷量を示した4項目の算術平均を外的調整得点として用いた。Table4 に各時期における動機づけ得点間の積率相関係数を示した。また、尺度の妥当性を確認するため、各動機づけ得点と1日の読書時間、物語をよむ程度、科学的よみものを読む程度の変数間におけるスピアマンの順位相関係数を算出した (Table5)。

Table4 動機づけ、効力感尺度の平均、標準偏差および得点間の積率相関係数

	平均	SD	2	3	4	5	6	7	8
1. 自律的動機 (t1)	3.27	1.12	.616*	.557*	.528*	.280*	.111*	.026	.036
2. 自律的動機 (t2)	3.19	1.13		.596*	.566*	.226*	.243*	.089*	.080*
3. 自律的動機 (t3)	3.08	1.12			.708*	.141*	.111*	.164*	.051
4. 自律的動機 (t4)	2.99	1.10				.100*	.040	.068	.084*
5. 外的調整 (t1)	2.14	1.02					.544*	.476*	.377*
6. 外的調整 (t2)	2.02	0.96						.511*	.404*
7. 外的調整 (t3)	1.97	0.88							.530*
8. 外的調整 (t4)	1.94	0.88							

* $p < .05$

Table5 各動機づけと読書の時間や程度との順位相関係数

	読書時間	物語	科学的よみもの
自律的動機	.485*/.448*/.495*/.473*	.482*/.468*/.438*/.465*	.391*/.450*/.399*/.392*
外的調整	.025/- .030/- .081*/- .085*	.038/- .044/- .022/- .024	.114*/.156*/.139*/.073*

* $p < .05$

注) 各調査時期の値 (第1回/第2回/第3回/第4回) を示した。

動機づけの発達的变化の標準的な特徴

動機づけの発達的变化の標準的な特徴を検討するため、切片と一次の傾きを仮定した成長曲線モデルについて、ロバスト最尤法を用いた多母集団同時分析を行った。各学年の傾きと切片を自由推定したモデル1、切片に等値制約を課したモデル2、傾きに等値制約を課したモデル3、切片と傾きの両方に等値制約を課したモデル4を比較した (Table6)。その際、外的調整では中学1年生における傾きの推定で不適解が生じた。尺度得点の平均は実施順に、1.818, 1.640, 1.780, 2.052であり、時点1と4の相関が相対的に高い値を示していた。一次の傾きのみを含むモデルではこの非線形の推移をうまく説明できないことが不適解の原因と推測し、外的調整のみ時点1と4の誤差間に相関を仮定することで対処した²。スケール補正因子を用いたカイ二乗差異検定の結果、自

² 2次の項を含むモデルを用いた分析も行ったが、分散の推定において不適解が生じた。また、本論文で採用されたモデルよりもBICの値も高かった。

Table6 成長曲線モデルの適合度

モデル	χ^2	df	CFI	TLI	RMSEA	SRMR	BIC
自律的動機	1 86.162	35	.963	.956	.095	.075	11529.716
	2 219.996	41	.871	.867	.164	.198	11629.576
	3 114.490	41	.947	.946	.105	.083	11515.935
	4 236.188	47	.863	.878	.157	.209	11603.460
外的調整	1 70.654	28	.945	.917	.097	.070	10293.456
	2 274.813	34	.688	.615	.208	.323	10476.363
	3 162.840	34	.833	.794	.152	.128	10355.862
	4 287.374	40	.680	.664	.195	.337	10443.811

注) モデル 1: 各学年の傾きと切片を自由推定, 2: 切片を等値制約, 3: 傾きを等値制約, 4: 切片と傾きを等値制約。 χ^2 の有意確率は全て $p < .001$ であった。

Table7 成長曲線モデルによる切片と傾きの推定値

	学年 切片	Wald 検定	傾き	Wald 検定
自律的動機	小 1 3.911		- 0.208*	
	小 2 3.734	$p = .110$	- 0.185*	$p = .626$
	小 3 3.400	$p < .001$	- 0.066*	$p = .011$
	小 4 3.206	$p = .120$	- 0.058	$p = .841$
	小 5 3.270	$p = .605$	- 0.067*	$p = .824$
	中 1 2.814	$p < .001$	- 0.091*	$p = .490$
	中 2 2.942	$p = .213$	- 0.025	$p = .028$
外的調整	小 1 3.238		- 0.347*	
	小 2 2.664	$p < .001$	- 0.210*	$p = .012$
	小 3 1.944	$p < .001$	- 0.005	$p < .001$
	小 4 1.872	$p = .465$	- 0.004	$p = .966$
	小 5 1.895	$p = .790$	- 0.028	$p = .469$
	中 1 1.655	$p < .001$	0.085*	$p < .001$
	中 2 1.769	$p = .076$	- 0.008	$p < .001$

* $p < .05$

注) 切片と傾きの推定値は非標準化推定値である。Wald 検定の欄には 1 つ前の学年との差の検定における p 値を示した。

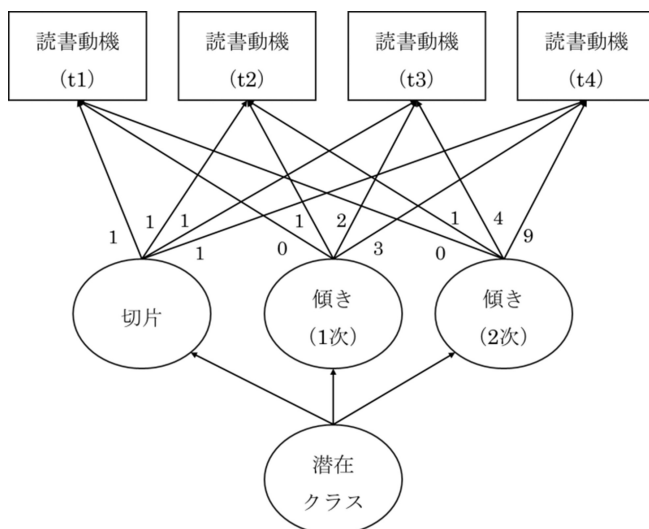
律的動機ではモデル 1 と 2 ($\chi^2(6) = 114.145, p < .001$), 1 と 3 ($\chi^2(6) = 28.306, p < .001$), 1 と 4 の差 ($\chi^2(12) = 139.959, p < .001$) が有意であり, 外的調整でもモデル 1 と 2 ($\chi^2(6) = 199.166, p < .001$), 1 と 3 ($\chi^2(6) = 85.381, p < .001$), 1 と 4 ($\chi^2(12) = 219.980, p < .001$) の差が有意であった。両方の動機づけにおい

て、モデル1の適合度は許容範囲と判断し、学年間で切片と傾きを自由推定するモデルを採用した（Table7）。分析の結果、自律的動機づけの切片の値は学年が上がるにつれて低下する傾向を示し、小学2年生と3年生、小学5年生と中学1年生との間で統計的に有意な差が見られた。傾きは全体的に負の値を示したが、特に小学1年生と2年生において絶対値が相対的に高いことから、この時期に自律的動機づけの低下が顕著となることが示唆される。外的調整の切片についても、学年が上がるにつれて低下する傾向が示された。小学1年生と2年生、小学2年生と3年生、小学5年生と中学1年生の間に切片の差が有意であった。傾きは中学1年生のみ正の値を示し、その他の学年では負の値を示した。また、小学1年生と2年生において絶対値が相対的に高いことから、外的調整についても小学校低学年の時期の低下が顕著であると考えられる。

動機づけの発達的変化の個人差

動機づけの発達的変化の個人差を検討するため、学年ごとに潜在クラス成長分析（Figure1）による下位クラスのカテゴリを行った。

Figure1 分析に用いた潜在クラス成長分析のモデル図



$$Y[t]_n = \sum_{c=1}^C (\pi_{nc}(g_{0nc} \times A_{0c}[t] + g_{1nc} \times A_{1c}[t] + g_{2nc} \times A_{2c}[t] + e[t]_{nc}))$$

$$\text{given } 0 \leq \pi_{nc} \leq 1 \text{ and } \sum_{c=1}^C \pi_{nc} = 1.$$

$Y[t]_n$ は時点 t における個人 n の変数 Y の値であり、本研究では第 t 回目の調査における読書に対する効力感の尺度得点や各動機づけの尺度得点である。 g_{0nc} g_{1nc} g_{2nc} は潜在変数の指標であり、分類された各クラス c における切片、1 次項、2 次項の係数である。ただし、潜在クラス成長分析の場合は同じクラスに所属している者は同じ値になると仮定する。 $A_0[t]$, $A_1[t]$, $A_2[t]$ は時点 t における $Y[t]_n$ の推移の形状を示す基底ベクトルである。4 回の調査はおおよそ 6 ヶ月間隔で実施されており、測定の間隔が等しいことから、 $A_0[t] = 1$, $A_1[t] = t - 1$, $A_2[t] = (t - 1)^2$ とした。 $e[t]_{nc}$ は時点 t におけるクラス c に所属する個人 n の誤差項である。 π_{nc} は個人 n がクラス c に所属する確率であり、0 から 1 の範囲をとる。複数のクラスがある場合には π_{nc} の和が 1 になる。なお、2 次項を仮定することが適切ではないと判断された場合には $g_{2nc} \times A_{2c}[t]$ を含まないモデルを用いた。

最適モデルやクラス数の決定に際しては、Nylund et al. (2007), Ram & Grimm (2009) を参考に、BIC, LMR (Vuong-Lo-Mendell-Rubin likelihood ratio test), BLRT (bootstrap loglikelihood ratio test) に基づいて判断した。切片と 1 次の項のみを含むモデルと、2 次の項を追加したモデルについて、クラス数を 1 から順に増加させて、LMR と BLRT のいずれかが 5% 水準で有意となったクラス数のうち、BIC の値が最も小さいモデルを最適モデルとした。クラス分類の精度については Entropy の値を参照した。Entropy は 0.0 から 1.0 までの値を取り、1.0 に近いほど分類の精度が高いとされる (Greenbaum et al., 2005)。Ram & Grimm (2009) が推奨する .80 以上という値を基準とすると、小学 1 年生の外的調整などでは、やや低い値であった。各クラスに所属するメンバーの各クラスへの所属確率の平均は、自律的動機づけで 82.4% ~ .99.4%, 外的調整で 78.4% ~ 100% であり、概ね良好な値であった。各学年で最適クラス数と判断されたモデルの分析結果 (Table8, Table9) および各クラスにおけ

る動機づけ得点の推移（Figure2, Figure3）を示した。Table10 に、自律的動機と外的調整の各クラスに割り当てられた児童、生徒の人数のクロス集計結果を示した。

自律的動機の発達的变化における下位クラスの特徴は以下の通りであった

Table8 自律的動機づけに関する潜在クラス成長分析の結果

学年	適合度	Class (n)	切片	傾き (1 次)
小 1	BIC = 1379.573 Entropy = .727	1 (76)	3.900	-0.326*
		2 (48)	4.309	-0.024
		3 (11)	2.263	-0.079
小 2	BIC = 1722.227 Entropy = .851	1 (58)	3.944	-0.514*
		2 (10)	1.969	0.830*
		3 (14)	1.839	-0.122
		4 (71)	4.198	-0.059
小 3	BIC = 1633.865 Entropy = .719	1 (43)	4.187	0.037
		2 (68)	3.608	-0.157*
		3 (46)	2.337	-0.030
小 4	BIC = 1340.008 Entropy = .792	1 (37)	2.334	0.034
		2 (22)	4.480	-0.073
		3 (11)	1.843	-0.231*
		4 (59)	3.490	-0.064
小 5	BIC = 1464.896 Entropy = .811	1 (29)	4.190	0.103
		2 (50)	2.936	-0.171*
		3 (54)	3.698	-0.125
		4 (17)	1.478	0.023
		5 (2)	0.981	0.924*
中 1	BIC = 1985.087 Entropy = .761	1 (57)	1.759	-0.123*
		2 (16)	4.439	-0.080
		3 (53)	3.506	-0.004
		4 (81)	2.720	-0.137*
中 2	BIC = 1945.796 Entropy = .837	1 (34)	4.271	0.081
		2 (37)	1.599	-0.066
		3 (68)	2.498	-0.027
		4 (71)	3.448	-0.058

* $p < .05$

注) 切片と傾きの推定値は非標準化推定値である。

(Table8, Figure2)。各学年に共通して得点が4程度の高い値を維持するクラスが抽出された。学年が高くなるにつれて、これらのクラスに分類された子ども

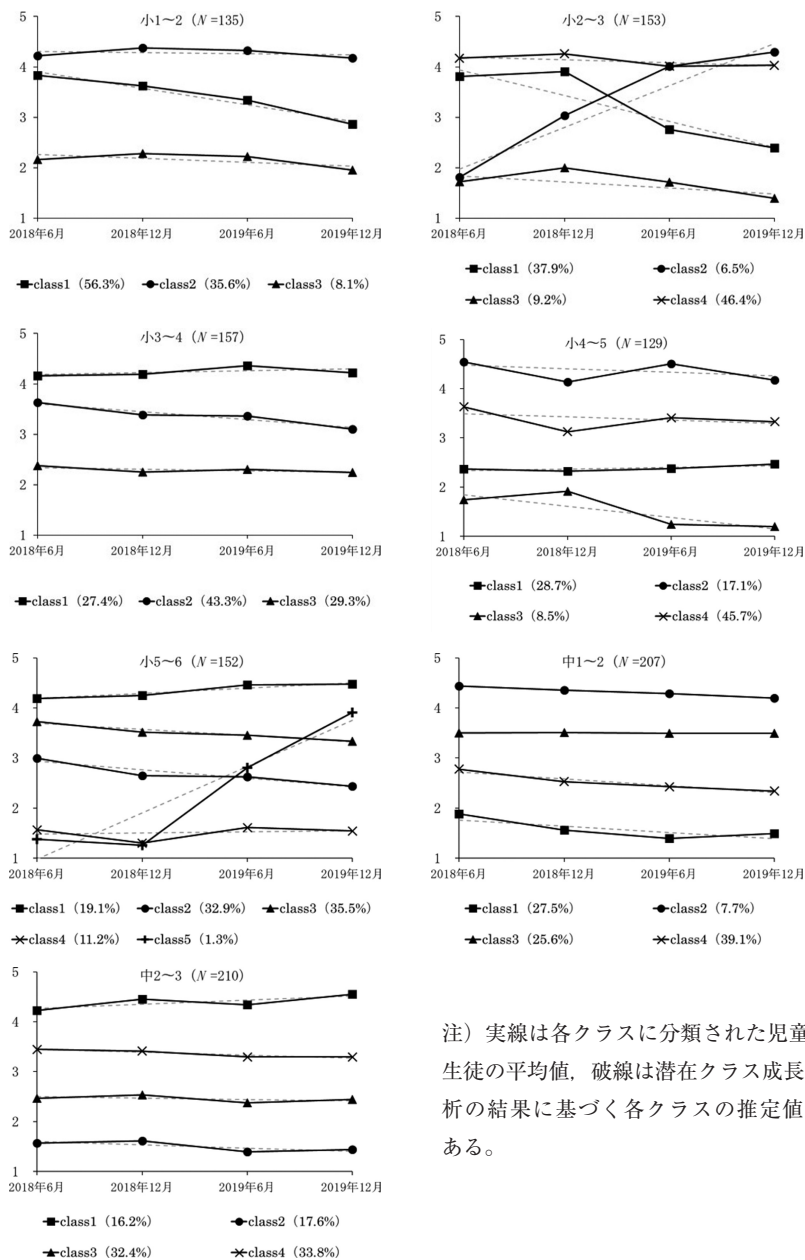
Table9 外的調整に関する潜在クラス成長分析の結果

学年	適合度	Class (n)	切片	傾き (1次)	傾き (2次)
小1	BIC = 1480.307	1 (62)	2.468	-0.211*	
	Entropy = .603	2 (73)	3.921	-0.486*	
小2	BIC = 1639.830	1 (72)	3.019	0.156	-0.178*
	Entropy = .798	2 (22)	3.536	0.250	-0.092
		3 (59)	1.838	-0.485*	0.130*
小3	BIC = 1495.760	1 (83)	1.509	-0.003	
	Entropy = .759	2 (47)	1.841	0.276*	
		3 (10)	4.061	-0.315*	
		4 (17)	3.042	-0.526*	
小4	BIC = 1132.403	1 (34)	1.887	0.063	
	Entropy = .822	2 (61)	1.383	-0.059	
		3 (12)	2.969	-0.422	
		4 (9)	1.641	0.559*	
		5 (13)	3.152	0.084	
小5	BIC = 1173.838	1 (3)	2.570	0.571*	
	Entropy = .880	2 (66)	1.618	-0.158*	
		3 (53)	2.055	-0.046	
		4 (9)	1.222	0.477*	
		5 (21)	2.500	0.138*	
中1	BIC = 1625.380	1 (67)	1.758	-0.070	0.045
	Entropy = .862	2 (51)	2.075	-0.645*	0.331*
		3 (7)	1.933	1.955*	-0.529*
		4 (76)	1.481	-0.208*	0.033
		5 (6)	3.811	-1.582*	0.570*
中2	BIC = 1443.248	1 (79)	1.278	-0.049*	
	Entropy = .863	2 (7)	3.285	-0.455	
		3 (44)	2.240	0.128	
		4 (4)	2.945	0.242*	
		5 (16)	2.380	-0.379	
		6 (60)	1.632	0.073*	

* $p < .05$

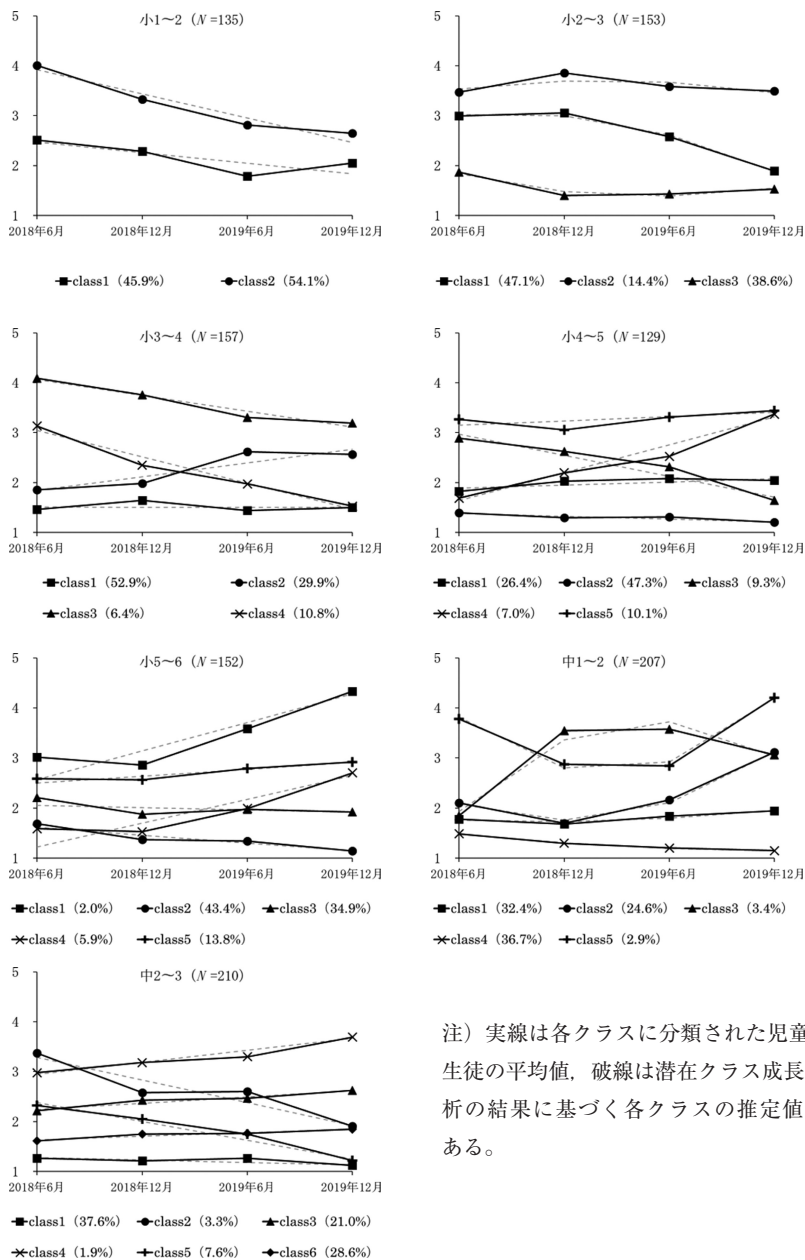
注) 切片と傾きの推定値は非標準化推定値である。

Figure2 各クラスにおける自律的動機づけ得点の推移



注) 実線は各クラスに分類された児童・生徒の平均値、破線は潜在クラス成長分析の結果に基づく各クラスの推定値である。

Figure3 各クラスにおける外的調整得点の推移



注) 実線は各クラスに分類された児童・生徒の平均値, 破線は潜在クラス成長分析の結果に基づく各クラスの推定値である。

ものの割合は低下し、中学1年生では class2 に分類された生徒の割合が 7.7% 程度であった。対照的に、動機づけが低い状態を維持するクラスも抽出された。小学5年生の class4 の割合は 11.2%，中学1年生の class1 の割合は 27.5%，2年生の class2 の割合は 17.6% であり、中学生以降においてこのようなクラスに分類された生徒の割合が高くなる傾向が見られた。このように、最初の測定

Table10 各動機づけクラスに割り当てられた児童、生徒の人数のクロス集計

		外的調整					
		Class1	Class2	Class3	Class4	Class5	Class6
自律的 機	小 1	Class1	36	40			
		Class2	16	32			
		Class3	10	1			
	小 2	Class1	29	4	25		
		Class2	7	1	2		
		Class3	6	0	8		
		Class4	30	17	24		
	小 3	Class1	25	13	4	1	
		Class2	29	23	6	10	
		Class3	29	11	0	6	
	小 4	Class1	8	20	2	5	2
		Class2	2	14	2	0	4
		Class3	2	3	3	1	2
		Class4	22	24	5	3	5
	小 5	Class1	1	16	7	1	4
		Class2	0	15	21	5	9
		Class3	1	24	19	2	8
		Class4	1	10	5	1	0
		Class5	0	1	1	0	0
	中 1	Class1	19	21	1	16	0
		Class2	5	1	2	5	3
		Class3	12	13	2	25	1
		Class4	31	16	2	30	2
	中 2	Class1	14	2	5	0	3
		Class2	21	2	5	0	3
		Class3	19	0	18	2	8
		Class4	25	3	16	2	2

時における低い動機づけを維持するクラスも見られた一方、小学1年生や2年生では切片の値が高い状態から低下していくクラス（ともに class1）も抽出された。このようなクラスに分類された児童の割合は、小学1年生では56.3%、小学2年生で37.9%と高い割合であった。小学校低学年では切片の値が高い児童がその後の低下を示したのに対して、小学4年生や中学1年生では切片の値が低い児童がその後の低下を示した。例えば小学4年生の class3 や中学1年生の class1,4 である。小学4年生の class3 に分類された児童の割合は8.5%程度であったが、中学1年生では class1 に分類された生徒の割合は27.5%、class4 に分類された生徒の割合は39.1%と高い割合であった。

外的調整の発達的变化における下位クラスの特徴は以下の通りであった（Table9, Figure3）。小学1年生では全てのクラスにおいて傾きが負の有意な値であり、2年生では児童の47.1%が有意な負の傾きを示した class1 に分類され、38.6%の児童が動機づけが低い状態を維持した class3 に分類された。14.4%の児童は高い外的調整の値を維持した class1 に分類された。小学3年生以降も外的調整が低い状態を維持するクラスに分類された児童や生徒の割合は高く、全ての学年において35%を上回っていた。ただし、低学年とは異なり、外的調整の得点が増加する傾向を示すクラスも抽出された。特に小学3年生（class2, 29.9%）と中学1年生（class2, 24.6%）において、そのような傾向を示した児童の割合が高かった。

考察

本研究の目的は、読書に対する動機づけにおける発達的变化の標準的な特徴と個人差のパターンを明らかにすることであった。「もっとたくさんを知りたいから」「本を読むと心がわくわくするから」など、主体的に読書に取り組む自律的動機と、「家族の人がいつも本を読むように言うから」「先生がいつも本を読むように言うから」など、他者からの要求に基づいて他律的に読書に取り組む外的調整の二側面について検討を行った。先行研究（e.g., De Naeghel et al., 2012; 臼井, 2016）では、自律的動機づけが高い子どもほど読書

の時間や頻度、読解成績などが高いことが示されているが、本研究でも同様に、自律的動機づけと読書時間、物語を読む程度、科学的よみものを読む程度との間に中程度の正の相関が示された (Table5)。以下では、これらの動機づけの発達的变化について明らかになったことを整理する。

Table7 に示した結果から、各年齢段階の標準的な特徴については以下の点が示唆された。まず、切片の値より、学年が上がるにつれて読書に対する自律的動機が低下する傾向があることがわかる。特に、小学2年生と3年生の間、小学5年生と中学1年生の間で切片の値に有意な差が示され、これらの時期が自律的動機づけの変化が特に大きな時期であったことがわかる。また、学年が上がるにつれて、外的調整の切片の値も低くなり、読書に対する動機づけは、その性質によらず学年が上がるにつれて低下するものと考えられる。次に、傾きの値については、両動機づけに共通して小学1年生と2年生で相対的に大きな負の傾きが示され、特に小学校低学年の時期に動機づけの低下が顕著であることが示唆された。

次に、発達的变化における個人差のパターンについて整理する。発達的变化の標準的な特徴の分析において、小学2年生と3年生の間、小学5年生と中学1年生の間に統計的に有意な差が示されたことから、以下では小学1,2年生、3年生から5年生、中学1,2年生というまとまりで論じていく。Table8,9 および Figure1,2 に示した結果について、小学1,2年生には以下の特徴を指摘することができる。自律的動機づけについては、高い動機づけを維持したクラス、動機づけが高い状態から低下したクラス、相対的に低い動機づけを維持したクラスが共通して見られた。動機づけが高い状態から低下したクラスに分類された児童の割合は、1年生で 56.3% (class1)、2年生で 37.9% (class1) を占めていた。このような子どもたちの存在が、標準的な発達的变化において、低学年での自律的動機の顕著な低下という結果として表れたものと考えられる。2年生では最初の動機づけが低い状態から増加するパターンを示した児童 (class2) も見られたが、そのクラスに分類された児童の割合は 6.5% と低かった。外的調整については、値が低下するクラスのみが抽出されたが、2年生では低い値を維持するクラス (class3) や、高い値を維持するクラス (class2) も抽出さ

れた。

小学1年生の時点で、高い自律的動機づけが低下する傾向を示した児童の割合が多かったことは注目すべき結果だと考える。動機づけが低下した原因については様々な可能性が考えられるが、幼児教育から小学校教育への移行に伴う学習方法の変化と、その結果として生じる「本を読む」という行為に対する認識の変化といったことも、その一因となりうるのではないだろうか。吉永(2018)は、幼稚園と小学校における読む活動の違いについて、幼稚園では友達や先生と物語を楽しんだり、想像を広げたりすることが主な目的となるのに対して、小学校では、主に国語の授業において、活動の目的と方法についての自覚的な理解を求めたり、テキストの基本的な内容を理解したりすることを主な目的とする活動に変化することを指摘している。このような学習方法の変化は「本を読む」という行為の意味を、自由に楽しむものから内容を正確に理解するといったものに変容させ、また、ある子どもにとっては、内容を正確に理解するという意味で「本を読む」ことの苦手さを強く認識するような状況を生み出しているかもしれない。そのことが小学校入学後における自律的動機づけの低下を引き起こしている可能性も想定できる。

小学3年生から5年生の自律的動機づけについても、低学年と同様に低下を示すクラスが見られたが、傾きの値は小さく、変化の程度は低学年と比べると緩やかになっていることが伺える。ただし、動機づけの低下を示した児童の特徴は低学年と異なっており、4年生の class3 や5年生の class2 のように、最初の測定時点で動機づけが高くない児童がさらに動機づけを低下させていく傾向が見られた。また、低学年との違いとして、外的調整の得点が増加したクラスが抽出された。小学校学習指導要領（平成29年告示）解説国語編（文部科学省，2017）において、小学校第1学年及び第2学年の段階では、日常的に読書に親しむこと、読書の楽しさや面白さを感じる事が大切であるとされている。それに対して、学年が上がると、読書する本の種類、分野、活用の仕方を広げていくことや、読書を通じて多様な視点から物事を考えることができるようになること、読書が知識や情報を得たりすることに役立つことを理解すること、などが求められるようになる。このように、目的に応じて様々な本を読むこと

や、問題解決の手段として、調べた内容をまとめたり、説明したりするような読書のあり方がより強く求められるようになるため、中学年以降では、教師の求めに応じて自分の興味や関心があまり高くはない本を読む機会も増えると想定される。そのことが、一部の児童や生徒にとっては、外的調整を高めることにつながっている可能性も考えられる。また、外的調整の尺度には「本を読まない友達との話があわなくなるから」という項目も含まれていた。児童期において、年齢が高くなるにつれて友人との関係性が深まっていく（e.g., 國枝・古橋, 2006）ことを踏まえると、友人集団の読書に対する態度や友人との関係性などが、この時期の読書に対する外的調整の変化に影響している可能性も想定できる。

中学1年生では、低い自律的動機がさらに低下するクラスが抽出された。これらのクラスに分類された生徒の割合は 39.1%（class4）、27.5%（class1）であり、全体の半数以上を占めていた。小学3年生から5年生と同様に、外的調整が高くなるクラスも抽出された。特に中学1年生の class2 に分類された生徒の割合は 24.6% と他の学年と比べて高い値であった。速水（1995, pp.184）は「現実の中学・高校の教室場面では純粋な内発的動機づけがドミナントな事態は相対的に少ないように思われる。」と述べている。また、自己決定理論の背景には、個人が現実世界と相互作用することで、動機づけが形成され、変容するという前提があるとし、最初は先生から言われてはじめて行動であっても、その行動を続ける中で、自分にとっての価値や意義を見出し、同一化的動機づけのような自律性の高い動機づけに変容していく可能性がある」と指摘している。個人間変動であるため積極的な根拠とはし難いが、Table4 において時点1の外的調整と時点2の自律的動機、時点2の外的調整と時点3の自律的動機の間に弱い正の相関関係が見られたことから、外的調整をきっかけとする読書がその後の自律的動機づけにつながる可能性は否定できない。特に中学生では自律的動機づけが低い生徒の割合が高いことを踏まえると、外的調整から自律的動機へと動機づけが変容するという視点は重要だと思われる。この点については、交差遅延効果モデルなどを用いた検討が必要であろう。ただし、中学生において動機づけが増加するクラスが抽出されていないことを踏まえると、

現状ではそのような変容が生じていない可能性が高いと考えられる。外的調整から自律的動機への変容を促すための手立てを検討することも、今後の重要な課題である。

本研究では、潜在クラス成長分析を用いて標準的な発達的变化の背後にある多様な個人差について検討した。そのことで、自律的動機の低下を示す子どもの傾向には学年による違いがあること、自律的動機が高まる子どもの割合は非常に少ないこと、小学校中学年以降になると外的調整が高くなる子どもがいること、などの実態を確認することができた。これらの結果から、現状の読書活動が自律的動機づけを高めるために有効に機能しておらず、外的調整を高めることにつながっている可能性がある、といった示唆が得られたことは本研究の意義だと考える。しかし、教育実践に対する具体的な提言を行うという点で本研究には多くの限界がある。例えば、個々の学校で行われていた様々な読書活動と動機づけの関連性の検討、動機づけが変化した子どもたちの認識の検討、クラス分類を説明しうる変数を組み込んだモデルの検討、といったことはできていない。何が発達的变化の個人差に影響しているのかという点が明らかになっていないため、本研究の知見から具体的な取り組みの改善案や個人差に応じた有効な教育方法を示すことは困難である。低学年において、高い自律的動機づけを維持した子どもと低下させた子どもの間にどのような違いがあるのか、自律的動機づけの増加を示した児童にはどのような特徴があり、何が増加のきっかけになったのか、などの点を検討することで、読書に対する様々な取り組みの効果を調整する変数が見いだされる可能性もある。このような点を検討することが、今後の課題である。

本研究では自律的動機という高次の概念を用いて発達的变化を検討した。そのため、読書に対する内発的動機、統合的調整、同一化的調整を区別した検討はできない。小学校学習指導要領における読書の目的や内容の広がりや重点の変化などを踏まえると、低学年の段階では「本を読むのが好きだから」「本を読むと心がわくわくするから」といった内発的動機の側面が変化し、学年が上がるにつれて「もっとたくさんを知りたいから」「将来いろいろなことに役立つから」といった、統合的調整、同一化的調整の側面が変化するといっ

たことも想定できる。しかし、本研究で使用した尺度では、このような違いを検討することは難しい。自律的動機づけの諸側面の発達の変化について、より詳細な検討を行うことも今後の課題である。

引用文献

- 秋田 喜代美・濱田 秀行 (2024). 小中高校生の読書行動の7年間の縦断的变化とコロナ禍による影響の検討 東京大学社会科学研究所・ベネッセ教育総合研究所 (編) パネル調査にみる子どもの成長—学びの変化・コロナ禍の影響— (pp.155-173) 勁草書房
- Aunola, K., Leskinen, E., Onatsu-Arviolommi, T., & Nurmi, J. E. (2002). Three methods for studying developmental change: A case of reading skills and self-concept. *British journal of educational psychology*, 72 (3), 343-364. <https://doi.org/10.1348/000709902320634447>
- Baker, L., & Wigfield, A. (1999). Dimensions of children's motivation for reading and their relations to reading activity and reading achievement. *Reading research quarterly*, 34 (4) 452-477. <https://doi.org/10.1598/RRQ.34.4.4>
- Becker, M., McElvany, N., & Kortenbruck, M. (2010). Intrinsic and extrinsic reading motivation as predictors of reading literacy: A longitudinal study. *Journal of Educational psychology*, 102 (4) , 773. <https://doi.org/10.1037/a0020084>
- ベネッセ教育総合研究所 (2023). 子どもの読書行動の実態—調査結果からわかること— <https://berd.benesse.jp/special/datachild/datashu04.php>
- De Naeghel, J., Van Keer, H., Vansteenkiste, M., & Rosseel, Y. (2012). The relation between elementary students' recreational and academic reading motivation, reading frequency, engagement, and comprehension : A self-determination theory perspective. *Journal of Educational Psychology*, 104 (4) , 106-1021. <https://doi.org/10.1037/a0027800>
- Deci, E. L., & Ryan, R. M. (2000). The “what” and “why” of goal pursuits: Human needs and the self-determination of behavior. *Psychological inquiry*, 11, 227-268. https://doi.org/10.1207/S15327965PLI1104_01
- Greenbaum, P. E., Del Boca, F. K., Darkes, J., Wang, C. P., & Goldman, M. S. (2005). Variation in the drinking trajectories of freshmen college students. *Journal of consulting and clinical psychology*, 73 (2), 229. <https://doi.org/10.1037/0022-006X.73.2.229>
- Guthrie, J. T., Coddington, C. S., & Wigfield, A. (2009). Profiles of reading motivation among African American and Caucasian students. *Journal of Literacy Research*, 41 (3), 317-353. <https://doi.org/10.1080/10862960903129196>
- 濱田 秀行・秋田 喜代美 (2020). 小中高校生の読書に対する学校や家庭、友人間における行動の影響 学校図書館の魅力に注目して 読書科学, 61 (3-4), 143-153. https://www.jstage.jst.go.jp/article/sor/61/3-4/61_143/_article/-char/ja
- 濱田 秀行・秋田 喜代美・藤森 裕治・八木雄一郎 (2016) . 子どもの頃の読書が成人の意識・意欲・行動に与える影響 世代間差に注目して 読書科学, 58 (1), 29-39. <https://>

- doi.org/10.19011/sor.58.1_29
- 速水 敏彦 (1995) . 外発と内発の間に位置する達成動機づけ 心理学評論, 38 (2), 171-193. https://doi.org/10.24602/sjpr.38.2_171
- 猪原 敬介 (2022). 小・中・高校生の学校外の読書時間についての横断的・縦断的分析—4 時点 3 年間の大規模追跡調査に基づく検討— SSJ Data Archive Research Paper Series, 80, 140-152.
- 伊藤 大幸 (2022). 発達研究における縦断的アプローチの役割と方法論：What, Why and How? 発達心理学研究, 33, (4), 176-192. <https://doi.org/10.1201/jjdp.33.176>
- 伊藤 大幸・浜田 恵・村山 恭朗・高柳 伸哉・明翫 光宜・辻井 正次 (2021). 小中学生の自由時間の活動が心理社会的適応に及ぼす影響に関する縦断的検証 発達心理学研究, 32, (2), 91-104. <https://doi.org/10.11201/jjdp.32.91>
- Jung, T., & Wickrama, K. A. (2008). An introduction to latent class growth analysis and growth mixture modeling. *Social and personality psychology compass*, 2 (1), 302-317. <https://doi.org/10.1111/j.1751-9004.2007.00054.x>
- 文部科学省 (2017). 小学校学習指導要領 (平成 29 年告示) 解説国語編
- 文部科学省総合教育政策局 (2023). 第五次「子どもの読書活動の推進に関する基本的な計画」について Retrieved May 11, 2025, from https://www.mext.go.jp/b_menu/hakusho/nc/mext_00072.html
- Muthén, B.O. & Muthén, L. K. (2000). Integrating person-centered and variable-centered analyses: Growth mixture modeling with latent trajectory classes. *Alcoholism: Clinical and experimental research*, 24 (6), 882-891. <https://doi.org/10.1111/j.15300277.2000.tb02070.x>
- Muthén, L.K. and Muthén, B.O. (1998-2017). Mplus User's Guide. Eighth Edition. Los Angeles, CA: Muthén & Muthén. https://www.statmodel.com/download/usersguide/MplusUserGuideVer_8.pdf
- 西村 倫子 (2022). 発達研究における縦断データの解析手法：成長曲線モデルと潜在クラス成長分析 発達心理学研究, 33 (4), 256-266. <https://doi.org/10.11201/jjdp.33.256>
- Nylund, K. L., Asparouhov, T. & Muthén, B.O. (2007) . Deciding on the number of classes in latent class analysis and growth mixture modeling: A Monte Carlo simulation study. *Structural Equation Modeling*, 14 (4), 535-569. <https://doi.org/10.1080/10705510701575396>
- 岡田 涼 (2010) . 小学生から大学生における学習動機づけの構造的変化—動機づけ概念間の関連性についてのメタ分析— 教育心理学研究, 58 (4), 414-425. <https://doi.org/10.4992/jjpsy.83.546>
- Ram, N., & Grimm, K. J. (2009). Methods and measures: Growth mixture modeling: A method for identifying differences in longitudinal change among unobserved groups. *International journal of behavioral development*, 33 (6), 565-576. <https://doi.org/10.1177/0165025409343765>
- Ryan, R. M., & Deci, E. L. (2000). Intrinsic and extrinsic motivations: Classic definitions and new directions. *Contemporary educational psychology*, 25 (1), 54-67. [https://doi.org/10.1016/S0191-3085\(99\)00031-1](https://doi.org/10.1016/S0191-3085(99)00031-1)

- org/10.1006/ceps.1999.1020
- 清水 裕士 (2016) . フリーの統計分析ソフト HAD : 機能の紹介と統計学習・教育, 研究実践における利用方法の提案 メディア・情報・コミュニケーション研究, 1, 59-73.
- Sturgis, P., Roberts, C., & Smith, P. (2014) . Middle alternatives revisited: How the neither/nor response acts as a way of saying "I don't know" ?. *Sociological Methods & Research*, 43 (1), 15-38.
- 立田 慶裕 (2023) . 読書教育のすすめ—学校図書館と人間形成—学文社
- Troyer, M., Kim, J. S., Hale, E., Wantchekon, K. A., & Armstrong, C. (2019) . Relations among intrinsic and extrinsic reading motivation, reading amount, and comprehension: A conceptual replication. *Reading and Writing*, 32, 1197-1218. <https://doi.org/10.1007/s11145-018-9907-9>
- 臼井 博 (2016) . 小学校児童の読書関連動機の読書行動・国語学習スキルに対する影響—性差の分析を中心に—札幌学院大学人文学会紀要, 100, 113-129.
- Wang, X., Jia, L., & Jin, Y. (2020) . Reading amount and reading strategy as mediators of the effects of intrinsic and extrinsic reading motivation on reading achievement. *Frontiers in Psychology*, 11, 586346. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.586346>
- Wigfield, A., & Guthrie, J. T. (1997). Relations of children's motivation for reading to the amount and breadth of their reading. *Journal of educational psychology*, 89 (3), 420-432. <https://doi.org/10.1037/0022-0663.89.3.420>
- 吉永 安里 (2018) . 幼小の読みの指導の差異性と共通性 日本, アメリカ, ベルギーの事例検討から 読書科学, 60 (3) , 138-155. https://doi.org/10.19011/sor.60.3_138

付記

本論文に関して、開示すべき利益相反関連事項はない。尺度原案の作成段階において、山元悦子氏（福岡教育大学教授）から多くのご助言を賜った。ここに感謝を申し上げる。

This study examined the standard developmental trajectories and their sub-classes in reading-related motivation. Autonomous and externally regulated reading motivation were measured four times at six-month intervals for 1,143 first- to eighth-grade students. The growth curve model analysis showed that motivation for reading tended to decline as the school years progressed, with the decline being particularly noticeable in the early years of elementary school. Latent class growth analysis revealed sub-classes of developmental changes

in motivation. In the early elementary school years, one class of children, who initially had high levels of autonomous motivation, subsequently showed a decrease in motivation. As grade levels increased, another class of students with low levels of autonomous motivation experienced further declines. Regarding external regulation, some students showed an increase in motivation from the middle grades of elementary school onwards. These results suggest that current reading education may increase external regulation but fail to foster autonomous motivation.

key words : reading, motivation, developmental trajectories, latent class growth analysis

西南学院大学人間科学部心理学科