

# 授業場面における交流活動が内発的動機づけに 及ぼす影響

岡田 涼  
(学校教育)

760-8522 高松市幸町1-1 香川大学教育学部

## Peer Interaction and Intrinsic Motivation in Elementary School Class

Ryo Okada

*Faculty of Education, Kagawa University, 1-1 Saiwai-cho, Takamatsu 760-8522*

**要旨** 本研究では、小学生を対象に授業場面における交流活動が内発的動機づけにもたらす効果を検討した。公立小学校6校に在籍する3～6年生児童1587名に質問紙調査を行った。その結果、学級レベルにおいて、交流活動が多い学級ほど内発的動機づけが高かった。また、児童レベルにおいて交流活動に一定の分散があり、内発的動機づけと正の関連を示した。児童を交流活動に取り組みさせることの必要性について論じた。

**キーワード** 交流活動 内発的動機づけ 小学生

### 問題と目的

小学校の授業場面では、ペアになって考えや意見を伝えあったり、グループで協力して問題を解くなど、さまざまなかたちで交流活動が行われている。ねらいとしては、児童がお互いの考え方を比較したり、新たな考え方に気づくなど、思考を深めるということがある。同時に、お互いの興味や関心を伝えあうことによって、学習に対する意欲や動機づけを高めることも目的としている。

授業場面での交流の効果については、協同学習に関する研究の成果をもとに考えることができる。Johnson, Johnson, & Holubec (2008) やKagan (1994) の理論をもとに、さまざまな協同学習の技法が開発され、実践が行われてきた。協同学習の効果について、Johnson, Johnson, & Stanne (2000) は、164の研究に対

してメタ分析を行っている。技法によって効果の違いはあるものの、協同学習が学業達成に対して $d=0.19\sim 0.91$ の効果があることが示された。日本においても多くの実践が行われ、協同の有効性が明らかにされている(瀬尾, 2016; 杉江, 2011)。

授業場面における協同的な活動は、学習に対する動機づけを促すことが指摘されている。学習に対する動機づけを支える教育環境は、TARGET構造として知られている(Maehr & Midgley, 1991)。TARGETは、課題(Task)、権威(Authority)、承認(Recognition)、グループ(Grouping)、評価(Evaluation)、時間(Time)という6次元の名称の頭文字をとったものである。このなかで、グループ次元での指導方略として、グループでの学習や問題解決など児童どうしの相互作用が生じる機会を提供

することが重視されている。実証研究においても、授業場面でのグループの効果が明らかにされている。Lou, Abrami, Spence, Poulsen, Chambers, & d'Apollonia (1996) は、授業内でグループでの活動を用いた実践の効果についてメタ分析を行った。学習に対する肯定的な態度を扱った30の研究の効果を統合したところ、効果量 ( $d$ ) は0.18であり、グループ活動を用いた場合に授業に対する肯定的な態度が促されることが示された。

授業展開のなかにグループでの交流活動が設定されることによって、児童どうしの相互作用が促される。その相互作用の機会が学習に対する内発的動機づけを支えていると考えられる。Patrick (2004) は、動機づけを支える教室の社会的環境に関する研究を整理するなかで、教師による相互作用の促進が動機づけに影響することを指摘している。児童どうしの相互作用は、学習に対する自信や興味を高める機会となり、動機づけを維持する要因となる。いくつかの実証研究で、教師による相互作用を促す指導が、動機づけを高めることが示されている。Patrick, Ryan, & Kaplan (2007) は、小学5, 6年生を対象とした調査を行い、児童どうしの相互作用を促そうとする教師の実践が熟達目標や自己効力感につながることを明らかにしている。また、Ohtani, Okada, Ito, & Nakaya (2013) は、小中学生を対象とした調査で、教師が児童・生徒の相互作用を促す指導を行っている学級ほど、児童・生徒の平均的な内発的動機づけが高いことを報告している。児童の相互作用を重視する教師は、授業に交流活動を効果的に取り入れていると考えられる。お互いの意見を共有し、協力して問題解決をする機会を提供することによって、児童は学習に対して内発的動機づけをもつと考えられる。

もちろん、単にグループ活動を行うだけでは、動機づけを促す効果を期待することはできない。学習を促す協同学習の成立要件について多くの研究者が提唱しており (Johnson et al., 2008; 杉江, 2011), 単にペア活動やグループ活動を行うだけで内発的動機づけが促されるわ

けではない。一方、現状として多くの学校現場で授業に交流活動が取り入れられており、個々の教師が学級の児童の特徴や教科、単元の特徴を考えながら、児童を学習に向かわせることを意図して交流活動を行っていると考えられる。学校場面において交流活動が重視されている現状を踏まえて、交流活動が日常的にどの程度行われているかという量的側面から内発的動機づけへの効果を推定することには一定の意義があるといえる。

本研究では、小学校の授業場面で行われている交流活動が、内発的動機づけに対してもつ効果を明らかにすることを目的とする。その際、児童レベルと学級レベルを弁別して検討する。また、内発的動機づけに影響し得る要因として、学年と学級サイズの効果を統制して検討する。

## 方法

### 調査協力者

公立小学校6校に在籍する3～6年生児童1587名に回答を依頼した。学級数は55であり、1学級あたりの児童数は16～35名、平均28.25名であった。質問紙に回答の不備がみられた33名(2.08%)のデータを省き、1554名を分析対象とした。

### 質問紙

内発的動機づけ 小学校の授業に対する内発的動機づけを測定する項目を新たに作成した。項目を作成するにあたって、内発的動機づけ概念がもつ複数の側面を測定できること、児童や小学校教員にとって了解しやすい文章表現であること、を考慮した。内発的動機づけの概念化について、鹿毛(1994)は、(a)認知的動機づけ、(b)手段性-目的性、(c)自己決定、(d)感情(フロー、興味-興奮)、(e)包括的という5つの立場があるとしている。この中の(e)包括的な概念化の立場として、Harter(1981)は、挑戦、好奇心、独立達成の3側面、桜井・高野(1985)は、挑戦、好奇心、独立達成、因果律の所在、内生的-外生的帰属、楽しさの6側面を挙げている。また、Gottfried(1985)は、

楽しさ、熟達指向、好奇心、努力、課題内生性、挑戦の6側面を挙げている。このうち、楽しさに関する項目として、田中・山内（2000）、岡田（2008）を参考に、「勉強するのは楽しいことだと思う」「授業の内容がおもしろいと思う」の2項目を作成した。次に、フローの一側面である課題への集中（Csikszentmihalyi, 1999）に相当する項目として、山田・西村・池田・前田（2017）を参考に、「授業をうけていると、すぐに時間がたってしまう」を作成した。学習自体が目的であることを示す内生性に関する項目として、「自分にとって役だつことが学べているなと思う」を作成した。挑戦に関する項目として、鹿毛（1993）、桜井・高野（1985）を参考に、「難しいことでもがんばってやってみたいと思う」を作成した。好奇心に関する項目として、鹿毛（1993）を参考に、「もっといろいろなことを学んでみたいと思う」を作成した。以上の6項目について、普段の授業全般を想定して、「1：あてはまらない」「2：あまりあてはまらない」「3：すこしあてはまる」「4：あてはまる」の4件法で回答を求めた。

**交流活動** 小学校の授業場面で行われている交流活動を表す4項目を作成した。項目は、「クラスの友だちとグループになって活動する」「クラスの友だちの意見をきいたり、自分の意見を伝えたりする」「クラスの友だちと協力して問題を解く」「自分の考えをみんなの前で発表する」であった。作成した項目について、市の教育センターの指導主事にチェックを依頼し、項目表現の妥当性を確認した。普段の授業

全般を想定して、「1：あてはまらない」「2：あまりあてはまらない」「3：すこしあてはまる」「4：あてはまる」の4件法で回答を求めた。

## 結果

### 尺度構成

内発的動機づけを測定する6項目について、探索的因子分析（最尤法）を行った。固有値は、2.17, 0.81, 0.57と減衰した。MAPは、順に0.13, 0.34, 1.00であり、1因子解の場合に最小値を示した。そのため、1因子解を採用した。因子負荷量をTable 1に示す。信頼性係数の推定値を求めたところ、 $\alpha$ 係数が.80、 $\omega$ 係数が.81であり、一定の信頼性を有することが示された。6項目の合計得点を内発的動機づけ得点とした。

交流活動を測定する4項目について、探索的因子分析（最尤法）を行った。固有値は、3.07, 0.76, 0.71と減衰した。MAPは、順に0.05, 0.12, 0.27であり、1因子解の場合に最小値を示した。そのため、1因子解を採用した。因子負荷量をTable 2に示す。信頼性係数の推定値を求めたところ、 $\alpha$ 係数が.71、 $\omega$ 係数が.73であり、一定の信頼性を有することが示された。4項目の合計得点を交流活動得点とした。

### 交流活動と内発的動機づけとの関連

各尺度得点について、要約統計量と相関係数を算出した（Table 3）。内発的動機づけと交流活動の間の相関係数は、児童レベルで.51、学級レベルでは.59であった。級内相関係数（ICC）を算出したところ、内発的動機づけが.10、交

Table 1 内発的動機づけを測定する項目の因子分析結果

項目	因子 負荷量	Mean	SD	歪度	尖度
1. 勉強するのは楽しいことだと思う	0.77	2.95	0.82	-0.52	-0.16
2. 授業の内容がおもしろいと思う	0.75	3.03	0.82	-0.49	-0.38
6. もっといろいろなことを学んでみたいと思う	0.66	3.28	0.79	-0.88	0.13
5. 難しいことでもがんばってやってみたいと思う	0.62	3.33	0.78	-0.93	0.19
3. 授業をうけていると、すぐに時間がたってしまう	0.60	2.76	0.98	-0.30	-0.92
4. 自分にとって役だつことが学べているなと思う	0.49	3.40	0.75	-1.11	0.68

Table 2 交流活動を測定する項目の因子分析結果

項目	因子 負荷量	Mean	SD	歪度	尖度
2. クラスの友だちの意見をきいたり、自分の意見を伝えたりする	0.80	3.31	0.75	-0.83	0.03
4. 自分の考えをみんなの前で発表する	0.64	2.82	0.96	-0.29	-0.94
3. クラスの友だちと協力して問題を解く	0.56	3.28	0.81	-0.85	-0.12
1. クラスの友だちとグループになって活動する	0.50	3.46	0.67	-0.97	0.32

Table 3 尺度の要約統計量と相関係数

	Mean	SD	ICC	ICC 2	デザイン 効果	相関係数	
						児童レベル	学級レベル
内発的動機づけ	3.18	0.59	.10***	.75	3.59		
交流活動	3.22	0.59	.11***	.78	4.04	.51***	.59***

\*\*\* $p < .001$

流活動が.11であり、いずれも0.1%で有意であった。Hox (2010) の基準では、いずれも中程度の効果に相当する。学級レベルにおける信頼性 (ICC 2) は、内発的動機づけが.75、交流活動が.78であった。デザイン効果 (Muthén & Satorra, 1995) の推定値を算出したところ、内発的動機づけが3.59、交流活動が4.04であり、マルチレベルモデルを用いることが推奨される値である2を上回っていた。また、Maas & Hox (2005) は、マルチレベルモデルにおける標準誤差の正確性を考えた場合に、実際的にはグループ数が50以上が許容範囲であるとしている。以上のことから、学級レベルと児童レベルというマルチレベルを想定した分析を行うこととした。

内発的動機づけに対する交流活動の影響について、階層線形モデルによる分析を行った。以下のモデルにおいて、児童レベルは*j*番目の学級における*i*番目の児童の値を示す。学級レベルは*j*番目の学級の平均値を示す。交流活動について、児童レベルの変数は学級平均値を用いて中心化を行い、学級レベルの変数は全体平均を用いて中心化を行った (Enders & Tofighi, 2007; 尾崎, 2018)。学年については、3年生を0として0~3に変換し、学級サイズは全体

平均を用いて中心化した。

最初に、説明変数を投入しないヌルモデルを設定した (モデル0)。モデルの式は次の通りである。

<レベル1: 児童レベル>

$$\text{内発的動機づけ}_{ij} = \beta_{0j} + r_{ij}$$

<レベル2: 学級レベル>

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + u_{0j}$$

2つ目のモデルは、切片に学級間での変動を仮定し、切片に対してレベル2で説明変数を投入するモデルである (モデル1)。レベル2の説明変数として、学年と学級サイズを統制変数とし、交流活動の学級平均を投入した。モデルの式は次の通りである。

<レベル1: 児童レベル>

$$\text{内発的動機づけ}_{ij} = \beta_{0j} + r_{ij}$$

<レベル2: 学級レベル>

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01} \times \text{学年}_j + \gamma_{02} \times \text{学級サイズ}_j + \gamma_{03} \times \text{交流活動}_j + u_{0j}$$

3つ目のモデルは、切片と傾きに学級間での変動を仮定したうえで、レベル1で説明変数を投入し、レベル2で切片に対して説明変数を投入するモデルである (モデル2)。レベル1の説明変数として、個々の児童の交流活動の得点を投入し、レベル2では切片に対して学年、学

Table 4 モデルの適合度

	対数尤度	逸脱度	$\chi^2$	df	AIC	BIC
モデル 0	-1348.96	2697.93	—	—	2703.93	2719.98
モデル 1	-1316.92	2633.84	64.09***	3	2645.84	2677.93
モデル 2	-1092.75	2185.50	448.35***	3	2203.50	2251.63

\*\*\* $p < .001$ 

Table 5 階層線形モデルによる分析の結果

	モデル 0		モデル 1		モデル 2	
	推定値	SE	推定値	SE	推定値	SE
固定効果						
切片 ( $\gamma_{00}$ )	3.18***	0.03	3.34***	0.03	3.34***	0.03
学級レベル						
学年 ( $\gamma_{01}$ )			-0.11***	0.01	-0.11***	0.01
学級サイズ ( $\gamma_{02}$ )			0.01*	0.003	0.01	0.004
交流活動 ( $\gamma_{03}$ )			0.48***	0.07	0.49***	0.07
児童レベル						
交流活動 ( $\gamma_{10}$ )					0.51***	0.03
ランダム効果						
学級間分散 ( $\tau_{00}$ )	0.03		0.003		0.01	
個人間分散 ( $\sigma^2$ )	0.32		0.32		0.23	

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

級サイズ、交流活動の学級平均値を投入した。モデルの式は以下の通りである。

<レベル 1：児童レベル>

$$\text{内発的動機づけ}_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j} \times \text{交流活動}_{ij} + r_{ij}$$

<レベル 2：学級レベル>

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01} \times \text{学年}_j + \gamma_{02} \times \text{学級サイズ}_j + \gamma_{03} \times \text{交流活動}_j + u_{0j}$$

$$\beta_{1j} = \gamma_{10} + u_{1j}$$

それぞれのモデルの適合度を Table 4 に示す。尤度比検定の結果、モデル 0 とモデル 1 の差は有意であった ( $\chi^2(3) = 64.09$ ,  $p < .001$ )。また、モデル 1 とモデル 2 の差も有意であり ( $\chi^2(3) = 448.35$ ,  $p < .001$ )、AIC、BIC ともにモデル 2 の方が小さかった。以上の結果から、モデル 2 を採択した (Table 5)。学級レベルでは、学年が有意な負の効果を示し ( $\gamma_{01} = -0.11$ ,  $p < .001$ )、交流活動が有意な正の関連を示した ( $\gamma_{03} = 0.49$ ,  $p < .001$ )。児童レベルでは、

交流活動が有意な正の関連を示した ( $\gamma_{10} = 0.51$ ,  $p < .001$ )。学年ごとの内発的動機づけの得点を Figure 1 に示す。また、学級レベルの交流活動と内発的動機づけの散布図を Figure 2 に示す。

### 考察

本研究では、小学校の授業場面で行われる交流活動が内発的動機づけに対してもつ効果を明らかにすることを目的としていた。小学生に対する質問紙調査の結果から、児童レベルと学級レベルにおける交流活動と内発的動機づけとの関連を検討した。

内発的動機づけについて、学年が上がるほど低下していく傾向がみられた。この傾向は、多くの先行研究で示されているものであり (Gottfried, Fleming, & Gottfried, 2001; Lepper, Corpus, & Iyengar, 2005; 桜井・高

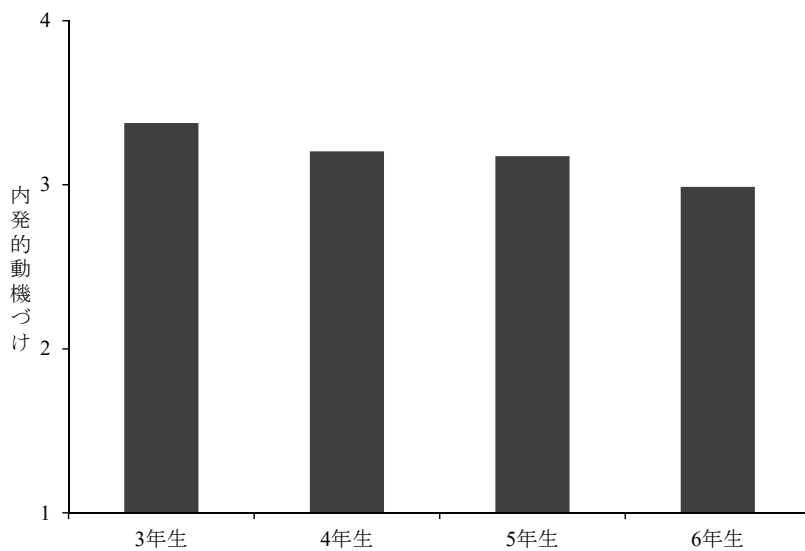
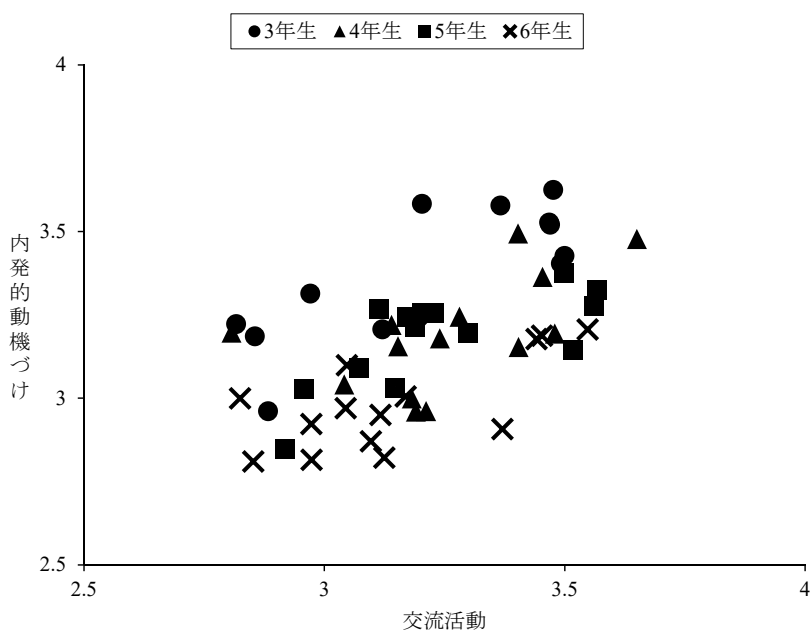


Figure 1 学年ごとの内発的動機づけの得点



※学年ごとの平均値の様子を示すために、異なる記号を用いてプロットした。

Figure 2 学級レベルの交流活動と内発的動機づけの散布図

野, 1985), 本研究でも同様の傾向が確認された。また, 学級サイズは内発的動機づけと関連しなかった。海外においては, 学級サイズが小さいほど, 授業態度がよいことや学習課題に取り組む時間が長いことが報告されている(山森, 2013)。一方で, 海外における研究で扱われている学級サイズは, 日本の学級に比べても小さい場合が多く, そのまま日本の学級に適用して考えることは難しい。本研究で対象となった範囲での学級サイズでは, 内発的動機づけに対する影響は想定しにくいといえる。

交流活動については, 学級内での中程度の級内相関がみられた。授業において交流活動を取り入れている学級では, 児童は全体として協力して問題を解いたり, 自分の意見を伝えあったりする活動に取り組んでいるものと考えられる。ただし, 級内相関が中程度の値に留まったことには注目すべきである。授業において交流活動を取り入れたとしても, 取り組み方や取り組みの程度は, 同じ学級内でも児童によって異なる部分があることが示唆される。

交流活動と内発的動機づけとの関連について, 学級レベルにおいて関連がみられた。交流活動が多い学級ほど, 内発的動機づけの学級平均値は高い傾向があった。そのため, 学級単位でみた場合に, 日常の授業でグループでの交流活動を行うことは, 全体として児童の内発的動機づけを高める効果をもっていると考えられる。この結果は, グループ活動の効果を示したLou et al. (1996)の結果やTARGET構造で想定されているグループの効果(Maehr & Midgley, 1991)と一致するものである。

一方で, 児童レベルの交流活動の得点が内発的動機づけと関連していたことも重要である。分析において, 交流活動は学級平均値を用いて中心化を行ったため, 交流活動の効果は学級内での相対的な高さの効果を示している(Enders & Tofighi, 2007; 尾崎, 2018)。すなわち, 特定の学級内で発表を行ったり, 意見を交換する活動を多く行っている児童ほど内発的動機づけが高いといえる。交流活動の級内相関の程度を考えれば, 授業で交流活動を取り入れたとして

も, 取り組み方には児童によってある程度の違いがあり, その取り組みの違いが内発的動機づけに影響していると考えられる。そのため, 単に授業の中に交流活動を取り入れるだけでなく, 交流活動に対して一人ひとりの児童を積極的に取り組ませることが必要であるといえる。

交流活動に対する児童の取り組みを考えるうえで, 協同学習で想定されている原理をもとに交流活動を構成することが重要である。たとえば, Kagan (1994)は, 互恵的な相互依存性, 積極的相互作用, 参加の平等性, 活動の同時性といった原理を挙げている。必ずしも定式化された協同学習の技法を用いなくても, 協同学習の原理を意識しながら交流活動を授業展開の中に位置づけることが重要である。

また, 協同的な学習に対する動機づけに注目することも有用である。学習自体とは別に, 児童は協同的に学ぶことに対してもさまざまな動機づけを有していると考えられる。岡田(2018)は, 協同的な学習に対する動機づけを自己決定理論(self-determination theory: Ryan & Deci, 2017)の枠組みから捉え, 小学生を対象に学習活動の量的側面との関連を検討した。その結果, 「友だちと協力してうまくいくと嬉しい」や「友だちといっしょに学ぶのは自分にとって大事だから」といった自律的な動機づけをもつ児童ほど, 友だちに対する援助要請やピア・モデリングを行い, 協同的に学習を進めようとしていた。また, 自分が所属する学級に他者への思いやりや互恵性からなる向社会的な風土があると認知している児童は, 協同的な学習に対して自律的な動機づけをもつ傾向がある(岡田・大谷, 2017)。授業に交流活動を取り入れると同時に, 日常的に学級の風土を向社会的なものになるように注意し, 交流活動に対する動機づけを喚起することが必要である。

今後の課題として, 交流活動がどのように内発的動機づけに影響するかを明らかにすることが必要である。本研究では, 交流活動の量的側面から内発的動機づけに対する効果を検証したに留まっている。授業観察等によって, 内発的動機づけにつながる交流活動の具体的なあり方

を検討することが課題である。また、児童を交流活動に積極的に取りこませるための方策についても明らかにする必要がある。本研究では、学級内においても交流活動の得点には分散があり、取り組みの程度は児童によって異なることが示された。児童が積極的に交流活動に取り組むためにどのような支援が必要であるかを明らかにすることも今後の課題である。

#### 引用文献

- Csikszentmihalyi, M. (1999). If we are so rich, why aren't we happy? *American Psychologist*, 54, 821-827.
- Enders, C. K., & Tofighi, D. (2007). Centering predictor variables in cross-sectional multilevel models: A new look at an old issue. *Psychological Methods*, 12, 121-138.
- Gottfried, A. E. (1985). Academic intrinsic motivation in elementary and junior high school students. *Journal of Educational Psychology*, 77, 631-645.
- Gottfried, A. E., Fleming, J. S., & Gottfried, A. W. (2001). Continuity of academic intrinsic motivation from childhood through late adolescence: A longitudinal study. *Journal of Educational Psychology*, 93, 3-13.
- Harter, S. (1981). A new self-report scale of intrinsic versus extrinsic motivation in the classroom: Motivational and informational components. *Developmental Psychology*, 17, 300-312.
- Hox, J. (2010). *Multilevel analysis: Techniques and applications* (2nd ed.). New York, NY: Routledge.
- Johnson, D. W., Johnson, R. T., & Holubec, E. J. (2008). *Cooperation in the classroom* (8<sup>th</sup> ed.). Edina, MN: Interaction Book Company.
- Johnson, D. W., Johnson, R. T., & Stanne, M. E. (2000). *Cooperative learning methods: A meta-analysis*. Minneapolis: University of Minnesota Press.
- Kagan, S. (1994). *Cooperative learning*. San Clemente, CA: Kagan Publications.
- 鹿毛雅治 (1993). 到達度評価が児童の内発的動機づけに及ぼす効果 教育心理学研究, 41, 367-377.
- 鹿毛雅治 (1994). 内発的動機づけ研究の展望 教育心理学研究, 42, 345-359.
- Lepper, M. R., Corpus, J. H., & Iyengar, S. S. (2005). Intrinsic and extrinsic motivational orientation in the classroom: Age differences and academic correlates. *Journal of Educational Psychology*, 97, 184-196.
- Lou, Y., Abrami, P. C., Spence, J. C., Poulsen, C., Chambers, B., & d'Apollonia, S. (1996). Within-class grouping: A meta-analysis. *Review of Educational Research*, 66, 423-458.
- Maas, C. M., & Hox, J. J. (2005). Sufficient sample sizes for multilevel modeling. *Methodology*, 1, 86-92.
- Maehr, M. L., & Midgley, C. (1991). Enhancing student motivation: A schoolwide approach. *Educational Psychologist*, 26, 399-427.
- Muthén, B., & Satorra, A. (1995). Complex sample data in structural equation modeling. In P. V. Marsden (Ed.), *Sociological methodology* (pp.267-316). Washington, DC: American Sociological Association.
- Ohtani, K., Okada, R., Ito, T., & Nakaya, M. (2013). A multilevel analysis of classroom goal structures' effects on intrinsic motivation and peer modeling: Teachers' promoting interaction as a classroom level mediator. *Psychology*, 4, 629-637.
- 岡田 涼 (2008). 友人との学習活動における自律的な動機づけの役割に関する研究 教育心理学研究, 56, 14-22.
- 岡田 涼 (2018). 小学生の協同的な学習活動に対する動機づけの影響 パーソナリティ研究, 26, 300-302.
- 岡田 涼・大谷和夫 (2017). 児童における社会的目標構造の認知と協同的な学習活動—動機づけを介する過程の検討— パーソナリティ研究, 25, 248-251.
- 尾崎幸謙 (2018). 説明変数の中心化 尾崎幸謙・



川端一光・山田剛史（編著）Rで学ぶマルチレベルモデル入門編：基本モデルの考え方と分析（pp.109-134）朝倉書店

Patrick, H. (2004). Re-examining classroom mastery goal structure. In P. R. Pintrich & M. L. Maehr (Eds.), *Advances in motivation and achievement: Vol.13. Motivating students, improving schools: The legacy of Carol Midgley* (pp.233-263). Greenwich, CT: JAI Press.

Patrick, H., Ryan, A. M., & Kaplan, A. (2007). Early adolescents' perceptions of the classroom social environment, motivational beliefs, and engagement. *Journal of Educational Psychology*, 99, 83-98.

Ryan, R. M., & Deci, E. L. (2017). *Self-determination theory: Basic psychological needs in motivation, development, and wellness*. New York: Guilford Press.

桜井茂男・高野清純（1985）. 内発的—外発的動機づけ測定尺度の開発 筑波大学心理学研究, 7, 43-54.

瀬尾美紀子（2016）. 自己調整学習研究会（監修）, 岡田 涼・中谷素之・伊藤崇達・塚野州一（編著）自ら学び考える子どもを育てる教育の方法と技術（pp.97-111）北大路書房

杉江修治（2011）. 協同学習入門：基本の理解と51の工夫 ナカニシヤ出版

田中あゆみ・山内弘継（2000）. 教室における達成動機, 目標志向, 内発的興味, 学業成績の因果モデルの検討 心理学研究, 71, 317-324.

山田あづさ・西村公孝・池田誠喜・前田洋一（2017）. 保健体育授業におけるフロー体験と基本的心理欲求の充足の関連 鳴門教育大学学校教育研究, 31, 57-64.

山森光陽（2013）. 学級規模, 学習集団規模, 児童生徒—教師比に関する教育心理学的研究の展望 教育心理学研究, 61, 206-219.

## 付記

調査にご協力いただきました小学校の先生方と質問紙に回答していただきました児童の皆様  
に厚くお礼申し上げます。