

児童における仲間との協同的な学習に対する動機づけ

—尺度の作成と学年差の検討—

岡 田 涼

要 旨

本研究の目的は、小学生における協同的な学習に対する動機づけを測定する尺度を作成し、その妥当性について検討することであった。対象者は小学生622名であった。自己決定理論 (Deci & Ryan, 2000) にもとづき、内発的動機づけ、同一化的調整、取り入的調整、外的調整の4下位尺度を設定した。尺度の妥当性について、確認的因子分析、下位尺度間の相関パターン、学校の楽しさとの関連という3つの側面から検討し、いずれについても本研究で作成された尺度の妥当性を支持する結果が得られた。また、協同的な学習に対する動機づけの学年差について横断的に検討した。その結果、外的調整を除く3下位尺度については、高学年ほど得点が低い傾向がみられたが、その学年差は必ずしも大きなものではなかった。仲間との協同的な学習における動機づけの重要性という点から、本研究で作成された尺度を用いた今後の研究の方向性について論じた。

キーワード：協同的な学習に対する動機づけ、自己決定理論、妥当性、小学生

問題と目的

近年の教育場面では、他者と協同的にかかわる力が重視されている。「交流」や「ともに学ぶ」といったかたちで、他者との協同的な学びやかかわりを教育目標や研究課題として位置付けている学校は少なくない(鹿毛・滋賀大学教育学部附属小学校, 2011; 岡山大学教育学部附属小学校, 2012)。他者と協同的にかかわる力は、児童が身に付けるべきもっとも重要な資質の1つとなっている。

協同的な学習と動機づけ

教育心理学においては、協同学習に関する研究のなかで、他者との協同的なかかわりの重要性が示されてきた。学習場面における仲間との協同的なかかわりは、学業達成にとって重要な役割を果たすものとして注目されてきた。主に

教授法や授業方法として様々な協同学習の技法が開発され、その効果が実証的に明らかにされている(Roseth, Johnson, & Johnson, 2008; 杉江, 2011)。Rohrbeck, Ginsburg-Block, Fantuzzo, & Miller (2003) は、小学生を対象に教授法としての協同的な学習の効果を検討した81の研究に対してメタ分析を行い、効果量が.33であったことから、協同的な学習が学業達成を高めると結論付けている。授業等において、仲間との協同的な学習の場を設定し、積極的な相互作用を促すようにはたらきかけることが重要であるといえる。

その一方で、子どもが自ら協同的な学習の場を作り出していくことも必要であると考えられる。教授法として与えられた協同の場で仲間と相互作用を行うだけでなく、自ら積極的に他者

と協同的に学ぼうとする姿勢も、児童にとって必要な資質である。単に他者と協同的にかかわるだけでなく、他者との協同的な学びの場を自律的に作り出していくことが求められる。

他者との協同的な学習の場を自ら作っていくということを考えた場合に、児童の動機づけに注目することが有用である。これまでの動機づけ研究では、動機づけや目標志向性のあり方が仲間との相互作用に影響することが明らかにされている。たとえば、仲間とのあいだで行われる学習活動の1つの形態として学業的援助要請がある。学業的援助要請とは、学業的な困難に対して他者に援助を求める学習行動である(Newman, 2000)。学業的援助要請に対しては、学習に対する内発的動機づけの高さが影響することが示されている(Newman, 2000)。また、岡田・大谷・中谷・伊藤(2012)は、目標志向性の点から児童の動機づけを捉え、仲間との学習活動との関連を調べている。その結果、自身の能力を高めることに焦点化する熟達目標は、仲間に対する学業的援助要請や自発的なピア・モデリングを促すことが明らかになった。学習課題に対して、内発的な興味や熟達を志向する自律的な動機づけによって、児童は仲間と積極的に相互作用を行うようになると考えられる。

仲間との協同的な学びを考えるうえでは、学習に対する動機づけだけでなく、仲間とのかかわりに対する動機づけも同時に考慮する必要がある。学習内容に対して興味や価値を見いだして自律的に動機づけられていたとしても、仲間とかわること自体に十分な動機づけを有していなければ、児童が自ら仲間と協同的に学ぼうとするのではないと考えられる。いくつかの研究で、仲間との協同的な学習に対しては、学習に対する動機づけの側面と同時に、仲間や友人とのかかわりに対する動機づけや自己効力感が影響することが明らかにされている(岡田, 2013; Patrick, Ryan, & Kaplan, 2007)。たとえば、岡田(2008)は、中学生を対象とした調査で、友人関係に対して自律的な動機づけをもつ生徒ほど、援助要請や自発的な相互学習を行うことを明らかにしている。ただし、先行研究

で扱われている動機づけは、仲間や友人とのかかわり全般を捉えたものであり、仲間との協同的な学習に特化して動機づけを捉えているわけではない。協同的な学習の生起過程を捉えるうえで、仲間と協同的に学ぶことに対する児童の動機づけに注目することが必要である。

本研究では、自己決定理論(self-determination theory: Deci & Ryan, 2000; Ryan & Deci, 2009)において想定されている動機づけ概念をもとに、仲間との協同的な学習に対する動機づけを捉える。自己決定理論では、内発的動機づけと対極的に捉えられがちであった外発的動機づけを、自己決定性(もしくは自律性)の程度から4つに区分し、内発的動機づけとのあいだに連続性を想定している。外発的動機づけの1つ目のタイプは、外的調整(external regulation)であり、外的な報酬を得るため、あるいは他者からの統制的なはたらきかけによって学習に取り組む動機づけである。2つ目は、取り入れ的調整(introjected regulation)であり、自尊心を維持したり、不安や恥ずかしさを低減することを目的として学習する動機づけである。3つ目は、同一化的調整(identified regulation)であり、学習内容に個人的な価値や重要性を見出し、自ら積極的に取り組む動機づけである。4つ目は、統合的調整(integrated regulation)であり、学習に対する同一化的調整が他の活動に対する価値や欲求と矛盾なく統合されたかたちで学習に取り組む動機づけである。そして、内発的動機づけは、学習すること自体を目的として、学習内容に興味や楽しさを感じて自発的に取り組む動機づけである。これらの動機づけ概念のうち、実証研究では、統合的調整が扱われることは少なく、外的調整、取り入れ的調整、同一化的調整、内発的動機づけの4側面から動機づけの効果が検討されることが多い(岡田, 2010b; Ryan & Connell, 1989)。

自己決定理論において、外発的動機づけの自己決定性の違いは内在化(internalization)によって説明される(Deci & Ryan, 2000)。内在化とは、最初は自己の外部にあった価値や調整を自身のなかに取り込み、自己と統合していくこと

である。最初は学習に対して興味や重要性を感じて取り組んでいない場合でも、様々な経験を通して学ぶことに価値を見だし、次第に自身の学習活動を自律的に調整するようになっていくことが想定されている。この考え方にもとづくと、協同的な学習に対する動機づけは、仲間と協同的に学ぶことの価値を内在化させ、その活動を自律的に調整できている程度として概念化することができる。本研究では、学習に対する動機づけの定義や概念的記述 (Deci & Ryan, 2000; 岡田, 2010b) をもとに、協同的な学習に対する動機づけを Table 1 のように定義する。

協同的な学習に対する動機づけの発達

学習に対する動機づけについては、発達差があることが指摘されてきた。全般的には、小学校から中学校への移行に伴って、内発的動機づけが低下することが明らかにされている (Gottfried, Marcoulides, Gottfried, & Oliver, 2009; Harter, 1981; Lepper, Corpus, & Iyengar, 2005)。Harter (1981) は、内発的動機づけと外発的動機づけを両極とする尺度を用いて、3年生から9年生を対象に調査を行い、学年が上がるにつれて内発的動機づけから外発的動機づけに移行していくことを報告している。Lepper et al. (2005) は、Harter (1981) の尺度を改良して内発的動機づけと外発的動機づけを別個に測定し、3年生から8年生において外発的動機づけの変化は小さい一方で、内発的動機づけは学年とともに低下していくことを明らかにしている。また、d'Ailly (2003) は、自己決定理論の枠組みから動機づけを捉え、小学4年生から6年生にか

けて自律的な動機づけが低下していくことを報告している。

仲間との学習活動に必要な認知能力は、学年とともに高まると考えられる。自己にとって必要なかわり方を判断し、適切に仲間とかわるためには、ある程度のメタ認知的な能力が必要とされる。また、協同的な学習の場が、お互いにとって有効なものとなるためには、自己の認知過程とともに相手の認知過程をモニタリングすることが必要となる (Hadwin, Järvelä, & Millerä 2011)。これらのことを考えると、学年の上昇とともにメタ認知的な能力が発達するにつれて、仲間との協同的な学習をより適切に行うことができると考えられる。

以上のことを考えると、協同的な学習に対する動機づけの発達のな変化については、両面での予想が成り立つ。学習に対する動機づけについては、学年とともに自律的な動機づけが低下していくことが示されている (Gottfried et al., 2009; Harter, 1981; Lepper et al., 2005)。仲間との協同的な学習に対する動機づけが、学習全般に対する動機づけと平行な発達の変化を示すのであれば、学年が上がるにつれて自律的な側面が低下していくと考えられる。一方、学年とともにメタ認知的な能力が発達するにつれて、仲間とのあいだで適切な相互作用が行えるようになるのだとすると、動機づけも自律的な側面が高まることが考えられる。自律的な動機づけの発達には、有能感の欲求を充足する経験が必要であるとされている (Ryan & Deci, 2009)。仲間と適切に相互作用を行うことができれば、有

Table 1 協同的な学習に対する動機づけの下位側面と定義

下位側面	定義
内発的動機づけ	仲間との協同的なかわりに興味や楽しさを見出し、仲間と学ぶこと自体を目的として学ぼうとする動機づけ。
同一化的調整	仲間と協同的に学ぶことに個人的な価値や重要性を見出し、積極的にかかわろうとする動機づけ。
取り入的調整	自分の自尊心を維持するためや、心配や不安を低減するなどの消極的な理由から仲間と協同的に学ぼうとする動機づけ。
外的調整	他者からの統制的なはたらきかけによって仲間と協同的に学ぼうとする動機づけ。

能感の欲求が満たされる機会が多くなると考えられる。その結果として、仲間との協同的な学習に対する動機づけも、自律的な側面が高まる可能性がある。

本研究の目的

本研究では、協同的な学習に対する動機づけを測定する尺度を作成し、その妥当性について検討する。また、協同的な学習に対する動機づけの学年差について、横断的に検討する。妥当性については、次の3点から検討する。1つ目に、確認的因子分析によって4つの動機づけ概念を想定し、因子的妥当性を検討する。2つ目に、動機づけの下位尺度間の相関係数を検討する。Ryan & Connell (1989) は、概念的に隣り合う動機づけ間では相関が強く、概念的に隔たるにつれて相関が弱くなるという相関パターンを想定しており、多くの先行研究でこの相関パターンとの一致が妥当性の基準の1つとされてきた(岡田, 2010a)。一方で、岡田(2010a)は、動機づけ尺度に対するメタ分析の結果から、Ryan & Connell (1989) の相関パターンを確認すると同時に、自律的な動機づけ間ほど相関が強くなることを明らかにし、この相関パターンとの一致が妥当性の証左になるとしている。本研究では、Ryan & Connell (1989) の相関パターンとの一致を基準1、岡田(2010a)の相関パターンとの一致を基準2として、2つの基準から下位尺度間の相関パターンを検討する。3つ目に、学校の楽しさとの関連を検討する。これまで、自律的な学習動機づけが学校での肯定的な感情経験と関連することが明らかにされている(Cock & Halvari, 1999; Patrick, Skinner, & Connell, 1993; Walls & Little, 2005)。Vallerand, Pelletier, Blais, Brière, Senécal, & Vallières (1993) は、自律的な動機づけほど適応的な結果との関連が強くなるとし、学校での肯定的感情や学業面での満足感との関連について、その主張に合致する関連のパターンを示している。協同的な学習に対する動機づけについても、自律的な動機づけほど学校生活の楽しさとの関連が強いと予想される。

方法

対象者

国立大学法人A大学教育学部の附属小学校に通う1～6年生児童644名に回答を求めた。欠損値がみられた児童のデータを省き、622名(男子312名、女子310名)のデータを分析対象とした。内訳は、1年生103名(男子51名、女子52名)、2年生100名(男子51名、女子49名)、3年生107名(男子52名、女子55名)、4年生108名(男子54名、女子54名)、5年生101名(男子49名、女子52名)、6年生103名(男子55名、女子48名)であった。

質問紙

協同的な学習に対する動機づけ尺度を作成した。項目は、Ryan & Deci (2009) の概念的定義、岡田(2008)や西村・河村・櫻井(2011)の学習に対する動機づけ尺度の項目を参考に作成した。また、作成した項目について、協力校の担当教諭と協議を行い、児童が回答しやすい表現になるように微修正を行った。最終的に内発的動機づけ、同一化的調整、取り入的調整、外的調整の4下位尺度各3項目の合計12項目からなる尺度を作成した。教示は、「同じ学年の友だちや違う学年の友だちといっしょに学んだり、いろいろな活動をしたりするのはどうですか」であり、「1:まったくあてはまらない」から「4:よくあてはまる」の4件法で回答を求めた。また、妥当性の検討のために、学校の楽しさとして「学校に行くのが楽しいです」の1項目を併せて実施した(4件法)。

手続き

調査は学級担任によって実施された。なお、低学年の児童に対しては、1つずつ項目を読み上げ、不明な点に説明を加えるなどして、回答の補助を行った。表紙には、正しい答えや間違った答えはないこと、回答は学校の成績と関係のないことなどを明記した。実施した学級担任の教諭は、質問紙の内容をみずに封筒に入れて回収した。

結果

協同的な学習に対する動機づけ尺度の確認的因子分析

協同的な学習に対する動機づけ尺度12項目に対して、確認的因子分析を行った。4つの動機づけ概念に相当する潜在変数を設定し、それぞれ3項目ずつを観測変数とした。因子間にはすべて共分散を設定した。分析には項目間の分散共分散行列を用い、パラメータの推定は最尤法によって行った。分析の結果、適合度について、 χ^2 値は有意であり($\chi^2(48) = 286.36, p < .001$)、CFI = .89、RMSEA = .09、SRMR = .08、AIC = 18200.85であった。適合度にやや低い部分が見られたため、修正指数に従い、項目の誤差間に共分散を2ヶ所設定した。その結果、 χ^2 値は有意であったものの($\chi^2(46) = 212.13, p < .001$)、CFI = .92、RMSEA = .08、SRMR = .06、AIC = 18130.63と改善がみられ、十分な値を示したためモデルを採択した。各項目の因子負荷量をTable 2に示す。それぞれ3項目の合計得点を下位尺度得点とした(Table 3)。下位尺度ごとの α 係数を算出したところ、内発

的動機づけと同一化的調整については.7以上であったものの、取り入れの調整は.54、外的調整は.62とやや低い値であった。

協同的な学習に対する動機づけ尺度の下位尺度間相関

協同的な学習に対する動機づけ尺度の下位尺度間の相関係数を算出した(Table 3)。その結果、Ryan & Connell (1989)の基準1と一致する相関パターンが確認された。たとえば、内発的動機づけは同一化的調整ともしっかりと相関が強く、取り入れの調整、外的調整と概念的距離が隔たるにつれて相関が弱くなっていた。この相関パターンを数量的に評価するものとして、Ryan & Connell (1989)は、動機づけの概念的な距離に応じた数値を隣接指標(adjacency index)とし、その指標との相関係数の二乗値(説明率)を求める方法を用いている。隣接指標は、内発的動機づけと同一化的調整のあいだが1、内発的動機づけと取り入れの調整のあいだが2のように、概念的な距離を示す数値を割り当てるものである。隣接指標による本研究の相関係数行列の説明率は58%であった。

Table 2 協同的な学習に対する動機づけ尺度の確認的因子分析の結果

項目	因子負荷量
内発的動機づけ	
1. いろいろな意見や考えをもつ友だちと、いっしょに学ぶのが楽しいから	.70
5. 友だちと協力してうまくいくと、うれしいから	.69
9. 友だちといっしょに何かをするのが楽しいから	.63
同一化的調整	
10. 友だちといっしょに何かをすると、自分のためになるから	.75
6. いっしょに学ぶと、自分も友だちも、よりわかるようになるから	.73
2. 友だちといっしょに学ぶのは、自分にとって大事なことから	.68
取り入れの調整	
11. 自分のよくできるところを、友だちに知ってもらえるから	.56
7. 友だちといっしょに学んでおかないと、あとで困るから	.54
3. 一人で学んだり、活動したりするのは、心配だから	.39
外的調整	
8. 友だちが、いっしょにやろうとさそってくるから	.65
12. 友だちと学んだり、活動したりするのは、きまりのようなものだから	.43
4. 先生から、友だちといっしょに学ぶようにいわれるから	.40

Table 3 協同的な学習に対する動機づけ尺度の下位尺度間の相関と記述統計量

	1	2	3	Mean	SD	α 係数
1. 内発的動機づけ				10.41	1.88	.72
2. 同一化的調整	.71***			10.12	2.00	.76
3. 取り入れ的調整	.45***	.48***		8.48	2.32	.54
4. 外的調整	.13**	.13**	.40***	6.86	2.50	.62

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

また、同じく隣接する動機づけ概念間でも、内発的動機づけと同一化的調整の相関係数は大きく、同一化的調整と取り入れ的調整の相関係数や取り入れ的調整と外的調整の相関係数は比較的小さいなど、岡田 (2010a) の基準 2 と一致する相関パターンも確認された。Ryan & Connell (1989) の隣接指標と同様の考え方で、岡田 (2010a) で示された動機づけ概念間の相関係数の値から本研究の相関係数に対する説明率を求めた。その結果、説明率は 89% であった。協同的な学習に対する動機づけと学校の楽しさとの関連

協同的な学習に対する動機づけ尺度と学校の楽しさとの関連を検討した (Table 4)。相関係数を算出したところ、内発的動機づけ ($r = .48$, $p < .001$)、同一化的調整 ($r = .43$, $p < .001$)、取り入れ的調整 ($r = .23$, $p < .001$) は、有意な正の相関を示した。また、4 下位尺度を説明変数として重回帰分析を行った。その結果、内発的動機づけ ($\beta = .36$, $p < .001$) と同一化的調整 ($\beta = .19$, $p < .001$) が有意な関連を示した。協同的な学習に対する動機づけの学年差

協同的な学習に対する動機づけの各下位尺度の得点について、性別 \times 学年の平均値を算出し、2 要因分散分析を行った (Table 5)。性別の効果を統制した学年ごとの調整平均を Figure 1 に示す。

内発的動機づけについては、性別 ($F(1, 610) = 5.17$, $p < .05$, 偏 $\eta^2 = .01$) と学年 ($F(5, 610) = 5.66$, $p < .001$, 偏 $\eta^2 = .04$) の主効果が有意であった。交互作用は有意ではなかった ($F(5, 610) = 0.22$, *n.s.*, 偏 $\eta^2 = .00$)。性別の主効果については、男子よりも女子の方が高

Table 4 学校の楽しさに対する重回帰分析の結果

	r	β
内発的動機づけ	.48***	.36***
同一化的調整	.43***	.19***
取り入れ的調整	.23***	-.02
外的調整	.06	-.01
R^2		.25***

*** $p < .001$

かった。学年の主効果については、1 年生、3 年生、4 年生が 6 年生より高かった。

同一化的調整については、性別 ($F(1, 610) = 5.32$, $p < .05$, 偏 $\eta^2 = .01$) と学年 ($F(5, 610) = 5.79$, $p < .001$, 偏 $\eta^2 = .05$) の主効果が有意であった。交互作用は有意ではなかった ($F(5, 610) = 0.44$, *n.s.*, 偏 $\eta^2 = .00$)。性別の主効果については、男子よりも女子の方が高かった。学年の主効果については、1 年生と 3 年生が 5 年生と 6 年生より高く、4 年生が 5 年生より高かった。

取り入れ的調整については、学年 ($F(5, 610) = 26.28$, $p < .001$, 偏 $\eta^2 = .18$) の主効果が有意であった。性別の主効果 ($F(1, 610) = 0.40$, *n.s.*, 偏 $\eta^2 = .00$) と交互作用は有意ではなかった ($F(5, 610) = 0.78$, *n.s.*, 偏 $\eta^2 = .01$)。学年の主効果については、1 年生が他のすべての学年より高く、2 年生と 3 年生が 4 年生から 6 年生までより高かった。

外的調整については、学年 ($F(5, 610) = 29.46$, $p < .001$, 偏 $\eta^2 = .20$) の主効果が有意であった。性別の主効果 ($F(1, 610) = 0.16$,

Table 5 協同的な学習に対する動機づけ尺度の性別×学年ごとの平均値 (SD)

	内発的動機づけ		同一化的調整		取り入れ的調整		外的調整	
	男子	女子	男子	女子	男子	女子	男子	女子
1年生	10.80 (1.44)	10.87 (1.65)	10.45 (1.87)	10.52 (1.79)	10.12 (1.82)	10.31 (1.9)	9.02 (2.99)	9.48 (2.56)
2年生	9.88 (1.89)	10.37 (1.91)	10.04 (1.88)	10.06 (1.98)	8.98 (2.06)	9.02 (2.09)	6.39 (2.09)	6.22 (2.14)
3年生	10.65 (1.95)	11.02 (1.50)	10.40 (2.03)	10.91 (1.46)	8.87 (1.86)	8.65 (2.33)	6.37 (2.26)	5.91 (2.43)
4年生	10.52 (1.89)	10.81 (1.74)	10.00 (2.12)	10.63 (1.51)	7.69 (2.55)	7.83 (2.24)	6.02 (1.99)	6.13 (1.94)
5年生	9.98 (2.13)	10.25 (1.99)	9.27 (2.45)	9.69 (2.15)	7.51 (2.29)	8.27 (2.24)	6.98 (2.37)	6.81 (2.21)
6年生	9.56 (2.29)	10.1 (1.51)	9.42 (2.36)	9.94 (1.62)	7.40 (2.17)	7.13 (1.57)	6.67 (1.94)	6.46 (1.95)

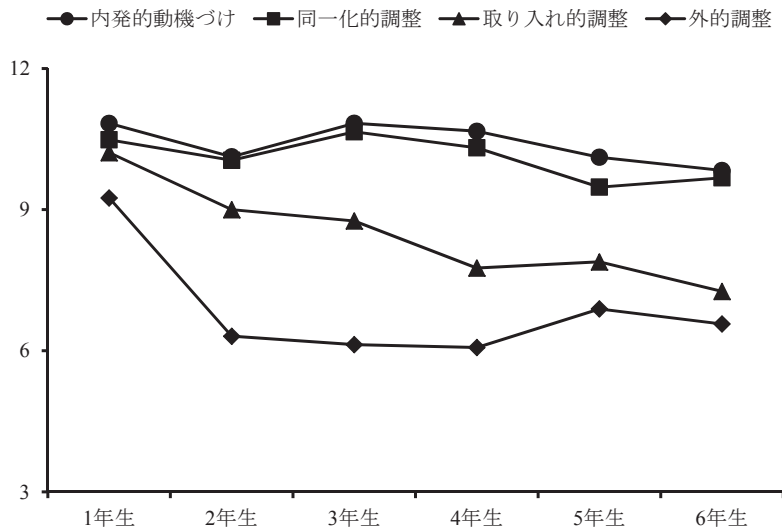


Figure 1 学年ごとの協同的な学習に対する動機づけの平均値

n.s., 偏 $\eta^2 = .00$) と交互作用は有意ではなかった ($F(5, 610) = 0.52$, *n.s.*, 偏 $\eta^2 = .00$)。学年の主効果については、1年生が他のすべての学年より高かった。

考察

本研究では、児童における仲間との協同的な学習に対する動機づけの概念を提起し、その測定尺度を作成した。尺度の妥当性については、確認的因子分析、下位尺度間の相関パターン、学校の楽しさとの関連という3つの側面から検討した。また、仲間との協同的な学習について、横断的な比較から学年差を検討した。

協同的な学習に対する動機づけ尺度

協同的な学習に対する動機づけを測定する尺度として、自己決定理論に関する実証研究で多く用いられている内発的動機づけ、同一

化的調整、取り入れ的調整、外的調整の4つの下位尺度を設定した (Ryan & Connell, 1989; 岡田, 2010b)。尺度の項目については、学習に対する動機づけを測定する尺度の項目 (西村他, 2011; 岡田, 2008) をもとに作成した。

尺度の妥当性について、まず確認的因子分析を用いて検討した。その結果、適合度は一定の値を示し、因子負荷量も1項目を除いて、4以上の値を示したため、因子的妥当性が確認されたといえる。また、下位尺度間の相関について、Ryan & Connell (1989) による基準と岡田 (2010a) による基準をもとに検討したところ、いずれの基準においても先行研究と一致する相関パターンが確認された。すなわち、概念的に隣り合う動機づけ間では相関が強く、概念的に隔たるにつれて相関が弱くなり (基準1)、

かつ自律的な動機づけ間ほど相関が強くなる(基準2)という相関パターンが示された。さらに、学校生活の楽しさとの関連を検討したところ、内発的動機づけと同一化的調整との関連を示し、その関連の程度は同一化的調整よりも内発的動機づけで高かった。これは、学習に対する自律的な動機づけが学校場面での肯定的な感情に影響することを示した先行研究(Cock & Halvari, 1999; Patrick et al., 1993; Walls & Little, 2005)、そして自律的な動機づけほど適応的な結果との関連が強いとす Vallerand et al. (1993) の知見と一致するものである。以上の結果から、本研究で作成された協同的な学習に対する動機づけ尺度は、一定の妥当性をもつことが示唆されたといえる。

信頼性については内的整合性の点から検討した。下位尺度ごとの α 係数を算出したところ、内発的動機づけと同一化的調整については、一定の内的整合性が示されたものの、取り入れ的調整と外的調整については、 α 係数がやや低い値であった。本研究で作成した尺度の下位尺度は、いずれも3項目と項目数が少ないために α 係数が低くなっている可能性が考えられる。尺度の信頼性については、再検査信頼性などの観点を加味して今後さらに検討する必要がある。

協同的な学習に対する動機づけの学年差

本研究では、協同的な学習に対する動機づけの学年差について、横断的な比較から検討した。その結果、いずれの下位尺度についても学年差がみられ、全般的に内発的動機づけ、同一化的調整は、学年が上がるにつれて低くなっていた。内発的動機づけや同一化的調整が学年の上昇とともに低くなる傾向は、学習に対する内発的動機づけの低下を報告している Lepper et al. (2005) や Harter (1981) と一致するものである。全体的な傾向として、児童は低学年から高学年に向かうにつれて、学習に対する興味や重要性といった動機づけが低下すると同時に、仲間と協同的に学ぶことに対しても内発的な興味や重要性が低くなっていくと考えられる。

一方で、取り入れ的調整についても、学年が

上になるほど低くなっていた。内発的動機づけや同一化的調整といった自律的な動機づけとともに、自律性の低い動機づけである取り入れ的調整も次第に低下していくことが考えられる。8年生から10年生を対象に、学習に対する動機づけの変化を検討した Otis, Grouzet, & Pelletier (2005) においても、内発的動機づけや同一化的調整と同時に取り入れ的調整も低下していくことが報告されている。下位尺度間の相関を考えれば、取り入れ的調整は、内発的動機づけや同一化的調整といった自律的な動機づけと反するものではなく、両立し得るものであると考えられる。すなわち、学習場面で仲間とかわる背景には、仲間とのかかわりが楽しく重要なことであると同時に、自分の能力を仲間知ってもらいたいというような動機づけもはたらいっており、それらの動機づけが同時に低下していくものと考えられる。外的調整については、1年生が高かったものの、他の学年間では差がみられなかった。全体的に平均値が低かったことを勘案すると、仲間との協同的な学習の場において、他者からはたらしかけのような典型的な外発的動機づけはあまり機能していないと考えられる。

以上の結果から、仲間との協同的な学習に対する動機づけは、内発的動機づけや同一化的調整から取り入れ的調整に変化していくというような発達を示すのではなく、同時に低下していくことが考えられる。ただし、学年間の差は必ずしも大きいものではなかった点には注意が必要である。効果量にあたる偏 η^2 値は .04~.20 であった。この値は、Ferguson (2009) が指摘する実践的に意味のある最小の値 ($\eta^2 = .04$) から中程度の値 ($\eta^2 = .25$) の範囲にあたる。協同的な学習に対する動機づけは、発達に伴う変化がありつつも、その程度は小さいと考えるのが妥当かもしれない。

本研究の意義と問題点

これまでの教育心理学研究では、仲間との協同的な学習の効果が示されてきた。しかし、多くの研究では、教授法や授業方法としての協同的な学習に注目しており、児童が自ら仲間と協

同的にかかわろうとする側面には、あまり焦点があてられてこなかった。近年、児童に育むべき資質として、他者と協同的に学ぶ力が重視されている。児童が自ら協同の場を作っていくというプロセスを考えた場合に、仲間との協同的な学習に対して児童がどのように動機づけられているかに注目することが必要である。学習に対する動機づけに関する研究では、自律的な動機づけが学習方略や学業達成など学習のプロセスにかかわる様々な側面に影響することが明らかにされてきた (Ryan & Deci, 2009)。仲間との協同的な学習を動機づけの観点から捉えることで、児童が能動的に仲間にはたらきかけ、協同的な学びが成立するプロセスを明らかにすることができると考えられる。これまで焦点があてられてこなかった、児童が自ら協同的な学習の場を作っていくという側面について、動機づけの観点から概念化を行ったことが本研究の意義である。本研究で作成された協同的な学習に対する動機づけ尺度を用いて、児童の協同的な学習がどのように生起し、どのような結果につながるのかを検討していくことが今後の課題である。

本研究の問題点として、次の2点があげられる。1点目は、低学年児童のデータの妥当性と信頼性についてである。本研究では、小学1年生から6年生までに自己評定式の尺度を実施した。これまでも、小学1年生や2年生の低学年児童に対して、自己評定式の質問紙を実施した先行研究はみられる (桜井・高野, 1985; 杉村・藤田・玉瀬, 1983; Wigfield, Eccles, Yoon, Harold, Arbretton, Freedman-Doan, & Blumenfeld, 1997)。一方で、一般的に自己評定式の尺度を用いた測定が可能となるのは小学3年生以降であるという指摘もある (桜井, 1998)。本研究では、質問項目を読み上げたり、疑問に答えるなどして、配慮しながら質問紙を実施したが、低学年児童のデータの解釈についてはきわめて慎重になるべきである。2点目は、尺度の妥当性と信頼性の検討についてである。本研究では、尺度の妥当性について、3つの側面から検討した。しかし、十分に妥当性が検討できてい

るとはいえない。特に、他の概念を測定する尺度との関連については、さらに検討を加える必要がある。

引用文献

- Cock, D., & Halvari, H. (1999). Relations among achievement motives, autonomy, performance in mathematics, and satisfaction of pupils in elementary school. *Psychological Reports*, **84**, 983-997.
- d'Ailly, H. (2003). Children's autonomy and perceived control in learning: A model of motivation and achievement in Taiwan. *Journal of Educational Psychology*, **95**, 84-96.
- 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.
- Ferguson, C. J. (2009). An effect size primer: A guide for clinicians and researchers. *Professional Psychology: Research and Practice*, **40**, 532-538.
- Gottfried, A. E., Marcoulides, G. A., Gottfried, A. W., & Oliver, P. H. (2009). A latent curve model of parental motivational practices and developmental decline in math and science academic intrinsic motivation. *Journal of Educational Psychology*, **101**, 729-739.
- Hadwin, A. F., Järvelä, S., & Miller, M. (2011). Self-regulated, co-regulated, and socially shared regulation of learning. In B. J. Zimmerman & D. H. Schunk (Eds.), *Handbook of self-regulation of learning and performance*. New York: Routledge. pp.65-84.
- Harter, S. (1981). A new self-report scale of intrinsic versus extrinsic orientation in the classroom: Motivational and informational components. *Developmental Psychology*, **17**, 300-312.
- 鹿毛雅治・滋賀大学教育学部附属小学校 (2011). ともに学び自ら伸びゆく子どもが育つ授業デザイン 教育出版
- Lepper, M. R., Corpus, J. H., & Iyengar, S. S. (2005). Intrinsic and extrinsic motivational orientations in the classroom: Age differences and academic correlates. *Journal of Educational Psychology*, **97**, 184-196.
- Newman, R. S. (2000). Social influences on the development of children's adaptive help seeking: The

- role of parents, teachers, and peers. *Developmental Review*, **20**, 350-404.
- 西村多久磨・河村茂雄・櫻井茂男 (2011). 自律的な学習動機づけとメタ認知的方略が学業成績を予測するプロセス—内発的な学習動機づけは学業成績を予測することができるのか?— 教育心理学研究, **59**, 77-87.
- 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 (2010a). 自己決定理論における動機づけ概念間の関連性—メタ分析による相関係数の統合— パーソナリティ研究, **18**, 152-160.
- 岡田 涼 (2010b). 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**, 414-425.
- 岡田 涼 (2013). 友だちとのかかわりを促すモチベーション—自律的動機づけからみた友人関係— 北大路書房
- 岡田 涼・大谷和夫・中谷素之・伊藤崇達 (2012). 目標志向性が学業的援助要請, ピア・モデリングに及ぼす影響—小学生と中学生における差の検討— パーソナリティ研究, **21**, 111-123.
- 岡山大学教育学部附属小学校 (2012). 「交流」と「振り返り」で思考力を活性化する!—言語活動の充実を図る授業プラン— 明治図書
- Otis, N., Grouzet, F. M. E., & Pelletier, L. G. (2005). Latent motivational change in an academic setting: A 3-year longitudinal study. *Journal of Educational Psychology*, **97**, 170-183.
- 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.
- Patrick, B. C., Skinner, E. A., & Connell, J. P. (1993). What motivates children's behavior and emotion?: Joint effects of perceived control and autonomy in the academic domain. *Journal of Personality and Social Psychology*, **65**, 781-791.
- Rohrbeck, C. A., Ginsburg-Block, M. D., Fantuzzo, J. W., & Miller, T. R. (2003). Peer-assisted learning interventions with elementary school students: A meta-analytic review. *Journal of Educational Psychology*, **95**, 240-257.
- Roseth, C. J., Johnson, D. W., & Johnson, R. T. (2008). Promoting early adolescents' achievement and peer relationships: The effects of cooperative, competitive, and individualistic goal structures. *Psychological Bulletin*, **134**, 223-246.
- Ryan R. M., & Connell, J. P. (1989). Perceived locus of causality and internalization: Examining reasons for acting in two domains. *Journal of Personality and Social Psychology*, **57**, 749-761.
- Ryan, R. M., & Deci, E. L. (2009). Promoting self-determined school engagement: Motivation, learning, and well-being. In K. R. Wentzel & A. Wigfield (Eds.), *Handbook of motivation at school*. New York: Routledge. pp.171-195.
- 桜井茂男 (1998). 質問紙法は何歳から可能なのか? 鎌原雅彦・宮下一博・大野木裕明・中澤 潤 (編著) 心理学マニュアル—質問紙法— 北大路書房 p. 109.
- 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.
- 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
- 杉村 健・藤田 正・玉瀬濱治 (1983). 小学生における学業成績の原因帰属 奈良教育大学教育研究所紀要, **19**, 105-114.
- Vallerand, R. J., Pelletier, L. G., Blais, M. R., Brière, N. M., Senécal, C., & Vallières, E. F. (1993). On the assessment of intrinsic, extrinsic, and amotivation in education: Evidence on the concurrent and construct validity of the Academic Motivation Scale. *Educational and Psychological Measurement*, **53**, 159-172.
- Walls, T. A., & Little, T. D. (2005). Relations among personal agency, motivation, and school adjustment in early adolescence. *Journal of Educational Psychology*, **97**, 23-31.
- Wigfield, A., Eccles, J. S., Yoon, K. S., Harold, R. D., Arbreton, A. J., Freedman-Doan, C., & Blumenfeld, P. C. (1997). Change in children's competence beliefs

and subjective task values across the elementary school years: A 3-year study. *Journal of Educational Psychology*, **89**, 451-469.

謝辞

本研究は、科学研究費補助金(若手研究(B)、課題番号：26780358、研究代表者：岡田 涼)の助成を受けました。調査にご協力いただきました児童のみなさんと学校の先生方に厚くお礼申し上げます。