

児童・生徒の協同学習場面における援助提供及び援助要請の発達的变化

野 崎 秀 正

Developmental Changes of Helping and Help Seeking Behavior in Cooperative Learning

Hidemasa NOSAKI

問 題

近年、ペアまたは少人数のグループに分かれ仲間同士の協同により学習が進行する協同学習が、初等教育から高等教育に至るまで様々な教育実践の場において盛んに導入されるようになった。協同学習の効果を検討した従来の研究の多くが、学業達成の促進という学業面だけではなく、社会性の促進という観点からも協同学習の有効性を明らかにしている (Slavin, 1996)。

なぜ教師による一斉授業よりも仲間との協同学習の方が学業達成に効果的であるのかということについては様々な理由が指摘されているが、その一つとして援助要請のしやすさという点が挙げられるであろう。援助要請 (help-seeking) とは「学業場面においてわからない問題に直面した場合に、他者に問題解決のための援助を求める行為」(Karabenick, 1998) であり、特に問題解決のためのヒントを求めるといった情報提供への要請を指す。援助要請は人的リソースを利用した学習方略の一つであり、適切な援助要請を行うことは学習内容のより深い理解に繋がるため活発に行われることが望ましいとされる。通常の教師主導型の一斉授業では、多くの場合、援助要請を行うのは学習者であり、それに対して援助提供を行うのは教師の役割である。しかし、教師に対して援助を求めることには物理的な制約 (例、「並ぶのに時間がかかる」) が多い (van der Meij, 1988) ことから明らかなように、援助提供の役割を教師が一人で担う一斉授業では、学習者が援助要請を行う機会が極端に少なくなる。一方で協同学習においては、援助提供の役割も仲間が担うことになるため、学習内容がわからない学習者は、より多くの援助要請の機会を得ることができる。実際に、仲間への援助要請が可能な学習状況下で観察された援助要請のうち、約 8 割は仲間に対して行われていたことが明らかにされている (Nelson-Le Gall & Glor-Scheib, 1985)。さらに、仲間が援助提供の役割を担うことは、援助要請を行う側だけではなく、援助提供を行う側にとっても有益に作用することが明らかにされている。このことについて、Webb & Farivar (1994) は仲間に学習内容を教えることを通して自身の理解が曖昧だった部分が精緻化されるために、援助を提供した側の学業達成にも有効になることを指摘している。そのため、協同学習場面における援助要請や援助提供が仲間同士で活発に行われれば、グループ内における全ての学習者の学業成績の向上が期待される。

しかし、実際の協同学習場面において、こうした仲間同士での援助のやりとりは必ずしも活発に

行われるとは限らない。この原因については、これまで仲間同士での援助のやりとりを抑制する学習者の心理的要因の影響が考えられてきた。特に、援助要請が生起しない理由については、仲間に対する援助要請に特有のネガティブな態度の影響がこれまでの研究では検討されている。例えば、中学生を対象とした野崎(2003)の研究では、仲間に対する援助要請を抑制させる要因として、「友達にわからないところを尋ねると、友達は私のことを頭が悪いと思っているのではないかと思います。」のように、援助を求めることが自身の能力のなさの露呈につながってしまうのではという恐れや不安といったネガティブな態度の影響を明らかにしている。こうした、いわゆる自尊心の脅威に関する抑制要因の影響は、これまでの研究でも多く取り上げられている。特に、教師よりも自分に類似している仲間へ援助を求めることは、相手より劣っていることを自ら認めることになるという否定的な社会的比較を導くことになるため、場合によっては教師に対する援助要請よりも大きな自尊心への脅威になることが考えられる(西川,1998)。

それでは、このような援助要請に対するネガティブな態度はいつぐらいから生起し、またいつぐらいから実際に援助要請を抑制するようになるのであろうか。このことについて、Newman & Goldin(1990)は、エレメンタリースクールの2年生(平均8歳)の段階では、すでに援助要請に対してネガティブな評価を受けることを懸念して脅威を抱くようになることを明らかにしている。しかし、このような脅威の認知が実際の援助要請を抑制するのはさらに学年があがってからである。Newman(1990)は、エレメンタリースクールの3年生(平均9歳)と5年生(平均11.1歳)、及び、7年生(平均13.1歳)における援助要請への態度と要請意図の関連を検討した。その結果、学年間で態度と要請意図の高さに違いはみられなかったが、相互の関連性に違いがみられることが明らかになった。つまり、3、5年生の児童では援助要請が有効であるというポジティブな態度のみが要請意図に影響していたのに対し、7年生の児童ではポジティブな態度とネガティブな態度の両方が要請意図に影響していた。また、Newman(1990)の研究よりもさらに年齢の高いジュニアハイスクールの7年生(平均12.8歳)と8年生(平均13.7歳)の生徒を対象としたRyan & Pintrich(1997)の研究でも、脅威の態度が援助要請の回避に影響することを明らかにしている。これらの結果は、青年期に近づくにつれ、ネガティブな態度が援助要請を抑制することを明らかにしている。

さらに、援助要請に伴う脅威及び生起傾向については、発達差だけではなく性差もみられることがこれまでの研究では明らかにされている。援助要請傾向の性差について、従来の研究では一般的に男性よりも女性の方が、より援助要請を行う傾向にあることが報告されている(山口・西川,1991)。この結果については、女性が他者に援助を求めることは男性が行うよりも社会的に許容されやすいために、女性は援助要請することにネガティブな態度を持ちにくいといった性役割志向の違いから説明されてきた。こうした傾向は、学習場面における援助要請でも同様にみられている。例えば、Butler(1998)は、援助要請を行わない理由について、自尊心への脅威に関連する理由を挙げた児童のうち、女子では解決困難な課題に直面した際、他者に対してヒントの要請を多く行う傾向にあるが、同様の状況において男子では援助要請をせずにカンニングをすることで問題を解決しようとする傾向にあることを明らかにした。これらの結果は、学習場面においてわからない問題に直面した場合、女子は問題解決のための学習方略として援助要請を行うが、男子は援助要請に伴う自尊心への脅威を避けるために意図的に援助要請を回避する傾向にあることを示している。

以上述べてきたように、援助要請の生起傾向や抑制要因には発達差や性差がみられることがこれ

までの研究では明らかにされているが、このような違いがみられるのであれば、学習者の発達段階の違いや性の違いにより協同学習における仲間同士の相互教授を促す適切な指導の在り方が異なる可能性もあり、検討することが重要になる。しかし、これまでの研究は主に援助要請を中心に検討したものが多く援助提供の抑制要因、促進要因の発達差についてはほとんど検討されていない。また、援助要請の抑制要因の発達差や性差を検討した研究についても、その多くは教師に対する援助要請を対象にしており、協同学習場面における仲間に対する援助要請の発達差と性差及び抑制要因との関連を検討した研究はほとんどみられない。協同学習場面において、学習者の特性を考慮に入れた適切な介入指導が行われるためにも、協同学習における仲間への援助要請・援助提供の発達差や性差について明らかにすることが必要であると思われる。

以上の議論より、本研究は協同学習場面における児童・生徒同士の援助提供と援助要請について、それらに対する態度と生起頻度の発達差と性差及び援助提供と援助要請に対する態度が実際の行動の生起に及ぼす影響の発達差と性差について明らかにすることを目的とする。その際に扱う援助要請・援助提供に対する態度は、抑制要因としてのネガティブな態度だけでなく、促進要因としてのポジティブな態度も検討する。

方 法

調査対象者

調査対象者は、宮崎市内にある2つの小学校（A小学校、B小学校）に在籍する児童と、同じく宮崎市内にある2つの中学校（C中学校、D中学校）に在籍する生徒であった。

まず、小学校における調査対象者数について、A小学校は4年生80名（男子45名、女子35名）、5年生97名（男子44名、女子53名）、6年生98名（男子52名、女子46名）、合計275名（男子141名、女子134名）であった。B小学校は、4年生103名（男子62名、女子41名）、5年生66名（男子30名、女子36名）、6年生116名（男子50名、女子66名）、合計285名（男子142名、女子143名）であった。2つの小学校を合わせた全児童の調査対象者数は、560名（男子283名、女子277名）であった。

次に、中学校における調査対象者数について、C中学校は1年生107名（男子42名、女子65名）、2年生126名（男子59名、女子67名）、3年生120名（男子60名、女子60名）、合計353名（男子161名、女子192名）であった。D中学校は、1年生124名（男子52名、女子72名）、2年生124名（男子66名、女子58名）、3年生131名（男子63名、女子68名）、合計379名（男子181名、女子198名）であった。2つの中学校を合わせた全児童の調査対象者数は、732名（男子342名、女子256名）であった。

小学校と中学校を合わせた調査対象者の総数は、1292名（男子625名、女子667名）であった。

調査方法

調査は各クラス毎に、担任教師により授業時間を利用した一斉調査法で行われた。

調査内容

本研究では、援助要請及び援助提供を行う場面として協同学習場面を想定した。協同学習については「班やグループに分かれて友達どうして教え会ったり、話し合ったり、調べたりするような授業」

と定義した。

(1) 援助要請・援助提供の測定

援助要請については、「授業で習った内容や問題がわからないときに友達にどのぐらい聞くか」を「1 ぜんぜん聞かない」から「5 いつも聞く」までの5件法で尋ねた。

援助提供については、「授業で習った内容や問題を、あなたは分かっているけれども友達は分かっていないようなとき、どのぐらい友達に教えてあげるか」を「1 ぜんぜん教えない」から「5 いつも教える」までの5件法で尋ねた。

(2) 援助要請・援助提供に対する態度の測定

援助要請への態度については、Ryan & Pintrich(1997)、野崎(2003)を参考に作成した。自尊心への脅威を中心としたネガティブな認識に関係する態度を3項目、援助要請することへの利益の認識を中心としたポジティブな態度に関係する態度を2項目の合計5項目を使用した。

援助提供への態度については、「援助提供することは疲れます。」といった援助提供に対する労力や時間の浪費といったコストの認識を中心とするネガティブな認識に関係する態度を3項目を設定した。一方で、援助提供へのポジティブな態度については、「友達にわからないところを教えるのは、気分がいいです。」のように援助提供の結果として引き起こされる自尊心の向上を中心としたポジティブな態度に関係する態度を2項目の合計5項目を使用した。

結 果

1. 援助要請、援助提供に対する態度の因子分析

まず、援助要請への態度の5つの変数について因子分析（主因子法、Varimax 回転）を行った。その結果、2因子が抽出された。1つめの因子は「友達にわからないところを聞くのはくやしいです」、「友達にわからないところを聞くのは恥ずかしいです」、「友達にわからないところを聞くと、馬鹿にされるのではないかと心配になります。」といった自尊心への脅威に関係する援助要請に対するネガティブな認識の3項目から構成される因子であったことから「援助要請へのネガティブな態度」とした。もう一方の因子は、「友達にわからないところを聞くのは好きです」、「友達にわからないところを聞くのは勉強になります」といった援助要請の効果に関連するポジティブな認識の2項目から構成される因子であったことから「援助要請へのポジティブな態度」とした。

次に、援助提供への態度の5つの変数について因子分析（主因子法、Varimax 回転）を行った。その結果、2因子が抽出された。1つめの因子は、「友達にわからないところを教えると面倒くさいです」、「友達にわからないところを教えると、なんだか損をした気分になります。」、「友達にわからないことを教えるのは、疲れます」といった援助提供に対するネガティブな認識の3項目から構成される因子であったことから「援助提供へのネガティブな態度」とした。もう一方の因子は、「友達にわからないところを教えるのは、好きです」、「友達にわからないところを教えると気分がいいです。」といった援助提供に対するポジティブな認識の2項目から構成される因子であったことから「援助提供へのポジティブな態度」とした。

援助要請に対する態度の因子分析結果を表1に、援助提供に対する態度の因子分析結果を表2に示す。

表 1 援助要請に対する態度の因子分析結果

因子	項目番号	項目内容	因子負荷量
I	3	友達にわからないところを聞くのは、恥ずかしいです。	.788
	1	友達にわからないところを聞くのは、くやしいです。	.729
	5	友達にわからないところを聞くと、馬鹿にされるのではないかと思います。	.618
II	2	友達にわからないところを聞くのは、好きです。	.697
	4	友達にわからないところを聞くのは、勉強になります。	.559

表 2 援助提供に対する態度の因子分析結果

因子	項目番号	項目内容	因子負荷量
I	5	友達にわからないところを教えるのは、疲れます。	.822
	3	友達にわからないところを教えるのは、面倒くさいです。	.736
	4	友達にわからないところを教えると、なんだか損をした気分になります。	.714
II	1	友達にわからないところを教えるのは、好きです。	.815
	2	友達にわからないところを教えるのと、気分がいいです。	.741

2. 援助要請、援助提供に対する態度の発達差と性差

援助要請への態度について、発達段階と性を独立変数、援助要請への態度を従属変数とする 2 要因の分散分析を行った。その結果、まず、援助要請に対するネガティブな態度については、性と発達差間で有意な交互作用がみられた ($F=4.35$, $df=5/1280$, $p<.01$)。そこで、下位検定を行った。まず、各発達段階における性の単純主効果については、小学 5 年生において女子が男子よりも有意に高かった ($F=4.82$, $df=1/1280$, $p<.05$)。また小学 4 年生においても傾向差ではあるものの女子が男子よりも高かった。一方で、小学 6 年生 ($F=4.14$, $df=1/1280$, $p<.05$)、中学 1 年生 ($F=5.53$, $df=1/1280$, $p<.05$)、中学 2 年生 ($F=4.35$, $df=1/1280$, $p<.05$) においては男子が女子よりも有意に高かった。中学 3 年生では有意な性差はみられなかった。性の違いによる発達差の主効果については、女子のみ有意な差がみられた ($F=5.48$, $df=5/1280$, $p<.01$)。多重比較を行った結果、小学 4 年生と 5 年生で中学 1 年生、2 年生、3 年生よりも有意に高かった。援助要請に対するネガティブな態度の結果を図 1 に示す。

次に、援助要請に対するポジティブな認知については、性の主効果 ($F=16.46$, $df=1/1280$, $p<.001$) がみられ、女子が男子よりも高い値を示した。また、発達差にも有意な主効果がみられた ($F=6.14$, $df=5/1280$, $p<.001$)。そこで、発達による増減の傾向を検討するため、線形傾向分析を行った。その結果、発達に伴う単調減少傾向が有意にみられた ($p<.001$)。援助要請に対するポジティブな態度については有意な交互作用はみられなかった。

次に、援助提供への態度について、発達段階と性を独立変数、援助提供への態度を従属変数とする 2 要因の分散分析を行った。その結果、まず、援助提供に対するネガティブな態度については、性の主効果 ($F=35.34$, $df=1/1280$, $p<.001$) がみられ、男子が女子よりも高い値を示した。また、発達差にも有意な主効果がみられた ($F=2.61$, $df=1/1280$, $p<.05$)。そこで、発達による増減の傾向を検討するために線形傾向分析を行った。しかし、発達に伴う有意な単調増減傾向はみられなかった。

次に、援助提供に対するポジティブな認知については、性の主効果 ($F=10.67$, $df=1/1280$,

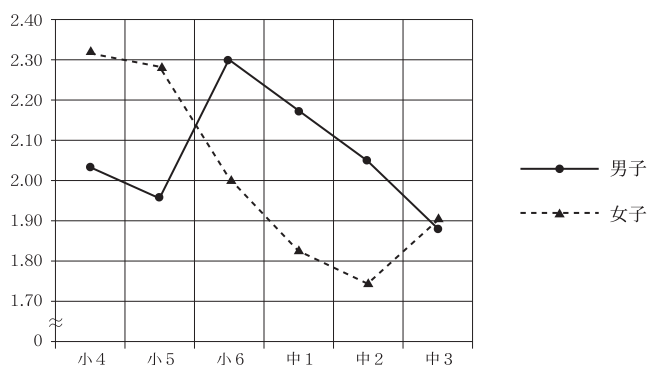


図1 援助要請に対するネガティブな態度の性差と発達差

$p<.001$) がみられ、女子が男子よりも高い値を示した。また、発達差にも有意な主効果がみられた ($F=3.88$, $df=5/1280$, $p<.005$)。そこで、発達による増減の傾向を検討するため、線形傾向分析を行った。その結果、発達に伴う単調減少傾向が有意にみられた ($p<.05$)。援助提供に対するポジティブな態度については有意な交互作用はみられなかった。

援助要請への態度得点及び援助提供への態度得点の発達別及び性別の平均値と標準偏差を表3に示す。

3. 援助要請、援助提供の発達差と性差

まず、発達段階と性を独立変数、援助要請の頻度を従属変数とする2要因の分散分析を行った。その結果、性の主効果だけが有意であり ($F=14.84$, $df=1/1280$, $p<.001$)、女子が男子よりも有意に高かった。発達差は有意ではなく、また交互作用も有意ではなかった。

次に、発達段階と性を独立変数、援助提供の頻度を従属変数とする2要因の分散分析を行った。その結果、援助要請と同じく、性の主効果だけが有意であり ($F=16.34$, $df=1/1280$, $p<.001$)、女子が男子よりも有意に高かった。発達差は有意ではなく、また交互作用も有意ではなかった。

援助要請得点及び援助提供得点の発達別及び性別の平均値と標準偏差を表4に示す。

表3 援助要請及び援助提供への態度の発達差及び性差の平均値と標準偏差

			援助要請ネガティブ		援助要請ポジティブ		援助提供ネガティブ		援助提供ポジティブ	
			平均値	SD	平均値	SD	平均値	SD	平均値	SD
小学4年生	男子	107	2.04	1.02	3.41	1.18	2.15	1.14	3.12	1.24
	女子	76	2.32	0.98	3.61	0.80	1.88	0.89	3.50	1.05
	合計	183	2.16	1.01	3.49	1.04	2.04	1.05	3.28	1.18
小学5年生	男子	74	1.97	1.14	3.32	1.14	1.91	1.04	2.95	1.10
	女子	89	2.28	1.11	3.44	0.98	1.81	0.92	3.40	0.96
	合計	163	2.14	1.13	3.39	1.05	1.86	0.97	3.20	1.05
小学6年生	男子	102	2.30	1.17	3.24	1.03	2.43	1.23	3.33	1.16
	女子	112	2.02	0.97	3.65	0.83	1.80	0.97	3.41	1.00
	合計	214	2.15	1.08	3.45	0.95	2.10	1.14	3.37	1.07
中学1年生	男子	94	2.17	1.05	3.42	1.02	2.13	0.96	3.46	0.97
	女子	137	1.84	0.94	3.71	0.87	1.63	0.80	3.57	1.09
	合計	231	1.97	1.00	3.59	0.94	1.84	0.90	3.52	1.04
中学2年生	男子	125	2.05	0.98	3.45	0.97	2.25	0.93	3.18	1.03
	女子	125	1.75	0.91	3.64	0.92	1.98	0.94	3.24	0.99
	合計	250	1.90	0.96	3.55	0.95	2.11	0.94	3.21	1.01
中学3年生	男子	123	1.89	1.01	3.78	0.85	2.13	0.96	3.46	1.05
	女子	128	1.91	0.95	3.90	0.97	1.94	0.95	3.54	1.01
	合計	251	1.90	0.98	3.84	0.91	2.03	0.95	3.50	1.03

表4 援助要請及び援助提供の発達差及び性差の平均値と標準偏差

			援助要請		援助提供	
			平均値	SD	平均値	SD
小学4年生	男子	107	3.20	1.20	3.50	1.07
	女子	76	3.42	0.93	3.70	0.85
	合計	183	3.29	1.10	3.58	0.99
小学5年生	男子	74	3.27	1.16	3.46	1.08
	女子	89	3.45	0.94	3.85	0.81
	合計	163	3.37	1.05	3.67	0.96
小学6年生	男子	102	3.28	1.02	3.51	1.18
	女子	112	3.62	0.77	3.70	0.89
	合計	214	3.46	0.91	3.61	1.04
中学1年生	男子	94	3.28	1.05	3.49	1.07
	女子	137	3.69	0.91	3.88	0.90
	合計	231	3.52	0.99	3.72	0.98
中学2年生	男子	125	3.38	1.05	3.48	1.08
	女子	125	3.58	0.94	3.65	0.82
	合計	250	3.48	1.00	3.56	0.96
中学3年生	男子	123	3.54	1.08	3.67	1.01
	女子	128	3.52	1.09	3.71	1.08
	合計	251	3.53	1.09	3.69	1.05

4. 援助授受に対する態度が援助要請、援助提供に及ぼす影響の発達差と性差

まず、援助要請についての検討を行った。援助要請に対するネガティブな態度とポジティブな態度を説明変数、援助要請を基準変数とする重回帰分析（強制投入法）を行った。その結果、まず、小学校、中学校における全ての発達段階の児童・生徒において、いずれもポジティブな態度が援助要請に正の有意な影響を及ぼしていた。しかし、ネガティブな態度については、小学校の3つの学年については有意な影響を及ぼしていない一方で、中学1、2年生では有意な負の影響を及ぼしていた。中学3年生については有意ではなかった。

次に、援助提供についての検討を行った。援助提供に対するネガティブな態度とポジティブな態度を説明変数、援助提供を基準変数とする重回帰分析（強制投入法）を行った。その結果、まず、小学校、中学校における全ての発達段階の児童・生徒において、いずれもポジティブな態度が援助提供に正の有意な影響を及ぼしていた。一方で、ネガティブな態度については、小学校の全学年と中学1、2年生の児童・生徒において、有意な負の影響を及ぼしていたが、中学3年生でのみ有意な影響はみられなかった。

援助要請及び援助提供の重回帰分析の結果を表5に示す。

表5 援助要請及び援助提供への態度が援助要請及び援助提供に及ぼす影響の発達差

学 年	態 度	援助要請		援助提供	
		β	R^2	β	R^2
小学4年生	ネガティブな態度	.004	.168	-.303 **	.197
	ポジティブな態度	.422 **		.264 **	
小学5年生	ネガティブな態度	-.110	.240	-.239 **	.206
	ポジティブな態度	.461 **		.360 **	
小学6年生	ネガティブな態度	-.010 **	.172	-.412 **	.375
	ポジティブな態度	.421 **		.373 **	
中学1年生	ネガティブな態度	-.212 *	.206	-.205 **	.178
	ポジティブな態度	.340 **		.312 **	
中学2年生	ネガティブな態度	-.150 *	.100	-.162 **	.139
	ポジティブな態度	.244 **		.307 **	
中学3年生	ネガティブな態度	.039	.270	-.114	.196
	ポジティブな態度	.536 **		.407 **	

考 察

本研究の目的は、協同学習場面における児童・生徒同士の援助提供と援助要請に対する態度と生起頻度の発達差と性差及び援助提供と援助要請に対する態度が実際の行動の生起に及ぼす影響の発達差と性差について明らかにすることであった。

まずは、性差に関する結果についての考察を行う。援助要請に対するネガティブな態度については、小学6年生から中学2年生までは全て男子が女子よりも有意に高いという結果が得られた。この結果について、従来の研究では、男性は女性よりも他者に依存することに対して自尊心への脅威に伴うネガティブ認識を持ちやすいことが指摘されている（山口・西川, 1991）が、本研究の結果についてもこうした性役割志向の違いから説明できると思われる。さらに、本研究では、そのような傾向が小学6年生以上でみられると結果が明らかになったが、この結果を中学生以上の女子でネガティブな態度が低下しているという結果と合わせて考察すると、特に女子において思春期に近づくにつれて、性役割志向がより明確になるためであることが考えられる。

その一方で、援助提供に対するネガティブな態度については女子よりも男子で有意に高いという結果、援助要請と援助提供に対するポジティブな態度及び実際の行動レベルでの援助提供・援助要請については全て男子よりも女子が高いという結果、さらに援助要請と援助提供の両方でポジティブな態度が実際の行動に影響しているという結果を総合的に考えると、協同学習場面において、女子が男子よりも相互援助を活発に行っている理由としては、そうした行動が学習に有効であるというポジティブな態度を持っているためであることが考えられる。そのため、仲間同士の相互教授における性差は、性役割志向のみが原因なのではなく、女子が男子よりも問題解決の手段として社会的コーピングを重視しやすいためであることも考えられる。

次に、発達差についての考察を行う。援助要請に対するネガティブな態度が援助要請を抑制する影響は小学生ではみられないが、中学1, 2年生ではみられたという結果については、青年期に近づくにつれ援助要請に伴う自尊心への態度が実際に援助要請を抑制するようになるというNewman(1990)の結果と一致する。

その一方で、援助要請と援助提供に対するポジティブな態度については、発達に伴う単調減少傾向がみられた。Cantwell & Andrews(2002)は、発達に伴い協同学習を志向する傾向が減少することを明らかにしているが、その原因については、本研究の結果で示されたような発達に伴い相互援助に対するポジティブな態度が低下するためであることが考えられる。それでは、なぜ年齢が上がるにつれて、仲間同士の相互教授に対するポジティブな態度が減少するのであろうか。その理由について、長濱・安永・関田・甲原(2009)は、教師からの指導が学習者の協同学習志向の傾向に影響を及ぼす可能性を指摘している。この指摘に従うと、年齢が上がるにつれて仲間同士の相互教授に対するポジティブな態度が減少するのは、発達差というよりもむしろ学年が上がるにつれて協同学習よりも個別学習を重視するように学校及び教師の指導方針が変化するためであることが予想される。

しかし、学年が上がるにつれ単純に個別指導を重視する学習環境に変化するのかといわれれば、必ずしもそうとは言い切れないことが、本研究における中学3年生のみに見られた特徴的な結果から考えられる。今回の研究で明らかになった結果のうち中学3年生の結果についてだけは、援助要請及び援助提供に対するネガティブな態度がいずれの行動にも影響を及ぼさないという他の校種・

学年とは異なる特異なパターンを見せた。この結果は教師の指導方針を含む学習環境が仲間間の相互教授に及ぼす影響を考える上で非常に興味深い。つまり、中学3年生でのみこうした得意な結果がみられた一つの理由には、中学3年生が高校受験を控える学年であるために、それまでとは異なる特徴的な教師の指導方針の影響があるためではないだろうか。高校受験に対して学校及び教員がどのような指導を行っているかについて本研究では検討していないため明らかにならないが、もしこうした指導方針が影響しているのであれば、学校や学級の雰囲気や教師の指導形態が協同志向であれば、たとえ児童・生徒が仲間同士での援助の授受にネガティブな態度を持っていたとしても、それが実際の行動を抑制することはないといえる。本研究で検討した小学校と中学校だけでなく、高等学校から大学へと校種・学年が上がるにつれ、協同学習や仲間同士の相互教授に関連した学習環境がどのように変化するのかについては、今後の検討課題として残される。しかし、いずれにしても本研究において、校種・学年により援助要請・援助提供に対する態度に違いがみられたことや中学校3年生のみに特異な結果がみられたことは、教師の指導形態がこれらの影響を緩和させる効果を予想させるものである。

これまでの協同学習や仲間同士の相互教授学習に関する研究では、その基本的理念や具体的なカリキュラムの内容について触れられることは多かったが、学習者の発達段階や個人特性に着目したコーディネートの方法について言及されることは少ない。本研究で明らかにされた結果は、協同学習がより効果をあげるために、教師はどのような役割を果たせばよいかという点を考える上で有効な示唆を提供すると思われる。

引用文献

- Butler, R. 1998 Determinants of help seeking: relations between perceived reasons for classroom help-avoidance and help-seeking behaviors in an experimental context. *Journal of Educational Psychology*, 90, 630-643.
- Cantwell, R.H., & Andrews, B. 2002 Cognitive and psychological factors underlying secondary school students' feelings towards group work. *Educational Psychology*, 22, 75-91.
- 長濱文与・安永悟・関田一彦・甲原定房 2009 協同作業認識尺度の開発 教育心理学研究, 57, 24-37.
- Karabenick, S.A. (Ed.) 1998 *Strategic help seeking: Implications for learning and teaching*. Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Nelson-Le Gall, S., & Glor-Scheib, S. 1985 Help seeking in elementary classrooms: An observational study. *Contemporary Educational Psychology*, 10, 58-71.
- Newman, R.S. 1990 Children's help seeking in the classroom: The role of motivational factors and attitudes. *Journal of Educational Psychology*, 82, 71-80.
- Newman, R.S., & Goldin, L. 1990 Reluctance to seek help with homework. *Journal of Educational Psychology*, 82, 92-100.

- 西川正之 1998 援助行動研究の広まり 松井豊・浦光博編 対人行動学研究シリーズ7 人を支える心の科学 誠信書房
- 野崎秀正 2003 生徒の達成目標志向性とコンピテンスの認知が学業的援助要請に及ぼす影響－抑制態度を媒介としたプロセスの検証－ 教育心理学研究, 51, 141-153.
- Ryan,A.M., & Pintrich,P.R. 1997 "Should I ask for help ? " The role of motivation and attitude in adolescents' help-seeking in math class. *Journal of Educational Psychology*, 89, 329-341.
- Slavin, R. E. 1996 Research on cooperative learning and achievement: What we know, what we need to know. *Contemporary Educational Psychology*, 21, 43-69.
- van der Meij,H. 1988 Constraints on question asking in classroom. *Journal of Educational Psychology*, 80, 401-405.
- Webb, N.M., & Farivar, S. 1994 Promoting helping behavior in cooperative small groups in middle school mathematics. *American Educational Research Journal*, 31, 369-395.
- 山口智子・西川正之 1991 援助要請行動に及ぼす援助要請者の性, 対人魅力, 及び自尊心の影響について 大阪教育大学紀要 第IV部門, 40, 21-28.

付 記

本研究は、平成22-23年度科学研究費補助金・若手研究（B）「協同学習場面における生徒同士の相互質問を促進させる介入プログラムの開発」（研究課題番号：22730529）の助成を受けて実施された。

