

Title	中学生のコミュニケーション基礎スキルと学業成績との関連
Author(s)	安達, 知郎
Citation	弘前大学教育学部紀要. 116-2, p.77-84, 2016
Issue Date	2016-10-14
URL	<a href="http://hdl.handle.net/10129/6250">http://hdl.handle.net/10129/6250</a>
Rights	
Text version	publ isher



<http://repository.ul.hirosaki-u.ac.jp/dspace/>

# 中学生のコミュニケーション基礎スキルと学業成績との関連

## Relations between Communication Basic Skills and Academic Achievement of Junior High School Students

安 達 知 郎\*

ADACHI Tomoo\*

### 要約

本研究では、中学生のコミュニケーション基礎スキルと学業成績との関連を検討した。とくに本研究では、教員への学習上の援助要請、教員からのソーシャルサポートに注目し、基礎スキル→教員からのソーシャルサポート→教員への学習上の援助要請→学業成績というパスを想定した。中学生303名に対して質問紙調査を実施した。男女別にパス解析を行った結果、以下の3点が明らかになった。(a) 基礎スキルは教員との対人関係を介して、学業成績に影響を及ぼす。(b) 基礎スキルのうち、意思伝達スキルは教員との対人関係全般に正の影響を及ぼす。(c) 男女では、パスモデルがやや異なる。

キーワード：ソーシャルスキル、学業成績、中学生、コミュニケーション基礎スキル、学習上の援助要請

### I. 問題と目的

中学生の心理的、行動的問題に影響を与える要因として盛んに研究されてきたもののひとつが、ソーシャルスキルである。基礎研究としては、質問紙調査によって、生徒のスキルと心理的、行動的問題との関連を検討した研究が挙げられる。たとえば、今津 (2005) は縦断研究を行い、スキルの低かった女子中学生はその後、抑うつになりやすいことを明らかにした。また、実践研究としては、生徒のスキルの向上を目指した心理教育を学級集団に実施し、その効果を測定した研究が挙げられる。たとえば、江村・岡安 (2003) は、中学1年生を対象に約半年間、ソーシャルスキルトレーニングを実施し、約半数の生徒について、スキルの向上を確認した。

近年、このソーシャルスキルに関して、階層構造が主張されている (Becker, Heimberg, & Bellack, 1987; 藤本・大坊, 2007)。安達 (2013) は先行研究で示されたさまざまな階層構造を整理し、それらに共通する階層として、基礎スキルと実用スキルの2階層を想定した。基礎スキルは“直接的コミュニケーションを適切に行うために必要で、かつ、自分自身の心にどう向き合うかという課題 (自分との関係) に重点が置かれ、状況を越えた対人コミュニケーション全般にかか

わる汎状況的なスキル” (p.81) と定義され、そこには自分の気持ちを適切に表現するスキル (記号化)、相手の非言語から相手の気持ちを読み取るスキル (解読)、自分の気持ちをコントロールするスキル (感情統制) などが含まれた。そして、実用スキルは“まわりから受け入れられるような行動を行うために必要で、かつ、目前の他者の心にどう向き合うかという課題 (他者との関係) に重点が置かれ、対人コミュニケーション場面で実際に必要とされる具体的なスキル (の集合体)” (p.81) と定義され、そこには自己主張するスキル、仲間に入るために友人に声をかけるスキル、落ち込んでいる友人の悲しみを想像するスキルなどが含まれた。基礎スキルと実用スキルの関係については、藤本・大坊 (2007) が表現力、読解力、自己統制から成る基礎スキルと自己主張、他者受容、関係調整から成る対人スキル (安達 (2013) の分類では実用スキルの一部に相当する) との関連を検討し、基礎スキルが対人スキルに影響を与えていることを実証した。

### 1. 中学生の基礎スキルと学業成績

生徒は学校にいるほとんどの時間を学業に費やす。その学業について、学業が学校ストレスのひとつであること (岡安・嶋田・丹羽・森・矢富, 1992)、さらに、学業 (学業的機能) は対人関係 (社会的機

\* 弘前大学教育学部  
Faculty of Education, Hirosaki University

能)と並んで、子どもの学校適応感に直接、影響を及ぼすこと(大対・大竹・松見, 2007)が明らかにされている。よって、学業成績を測定することで生徒の心理的、行動的問題の一端を把握することができると考えられる(本研究では、学業の達成度を示す言葉として「学業成績」を用いる)。

これまで、学業成績と中学生のコミュニケーション行動との関連を調べた研究が数多くなされてきた(Masten, Coatsworth, Neemann, Gest, Tellegen, & Garnezy, 1995; Wentzel, 1993)。たとえば、Wentzel (1993)は、小学6年生と中学1年生を対象に、向社会的行動(協力、援助)、反社会的行動(喧嘩、ルール破り)と学業成績との関連を検討し、向社会的行動、反社会的行動は、直接的に、および、学習行動を媒介して間接的に、学業成績に影響を及ぼすことを明らかにした。

これまで学業成績との関連が明らかにされている中学生のコミュニケーション行動を基礎スキル、実用スキルという区分から分類すると、それらはすべて実用スキル(に相当するコミュニケーション行動)に分類される。よって、中学生の基礎スキルに関しては、これまで学業成績との関連が明らかにされてこなかったと考えられる。

学校適応アセスメントの諸指標を展望した大対他(2007)は、学校適応感には学業場面での強化(学業不振、学業への興味など)と対人場面での強化(仲間からの人気、友情の質など)が重要であること、行動的機能(向社会的行動、ソーシャルスキルなど)がそれら両者に影響を及ぼすこと、行動的機能を支える過程として感情過程(感情統制、感情理解など)、認知過程(情報処理過程など)が存在することを明らかにした。基礎スキルは実用スキル、ひいてはソーシャルスキル全般の根幹を形成するスキルであるだけでなく、そこには感情過程、認知過程に関するスキル(感情統制、解読)が含まれる。つまり、基礎スキルは大対他(2007)が述べている行動的機能、感情過程、認知過程にまたがる鍵概念であると考えられる。基礎スキルと対人場面での強化との関連については、東海林・安達・高橋・三船(2012)が友人からのソーシャルサポートとの間に有意な相関を確認している。しかし、基礎スキルと学業場面での強化との関連はいまだに明らかにされていない。基礎スキルは、尺度によって測定可能な概念である(東海林他, 2012)。さらに、トレーニング等によって向上しうることが明らかになっている介入可能な概念である(東海林・加藤・赤

木・河藤・浅井・浅野・庄子・飯村・狩野・安達・佐藤・三船, 2010)。もし、基礎スキルと学業場面での強化との関連を明らかにできれば、その知見は中学生の学業成績、ひいては学校適応感を向上させる具体的対応を検討するための貴重な知見となると考えられる。以上のことから、本研究では、中学生の基礎スキルと学業との関連を明らかにすることを目的とする。

## 2. 基礎スキルと学業を媒介する変数

実用スキルの根幹を形成する基礎スキルには、自らの感情をコントロールするスキル、相手の表情から感情を読みとるスキルといった基本的な認知能力、情報処理能力にかかわるスキルが含まれる。そのため、基礎スキルが高い生徒は、基本的な認知能力、情報処理能力が高く、学業成績も高いと予想される。しかし、Izard, Fine, Sshultz, Mostow, Ackerman, & Youngstrom (2001)は5歳時の知能(知能の指標として語彙能力を測定)、感情認識能力と9歳時の学業成績との関連を検討し、知能は感情認識能力を媒介して学業成績に影響を及ぼすことを明らかにした。そして、考察において、感情認識能力が学業成績に影響を及ぼす要因のひとつとして、教員との対人関係を挙げた。以上のことから、基礎スキルは直接ではなく、教員との対人関係を媒介して学業成績に影響を及ぼすと考えられる。以下、基礎スキル、教員との対人関係、学業成績、それぞれの関連について検討する。

これまで教員との対人関係と学業成績との関連について数多く取り上げられてきた変数のひとつが、教員への学習上の援助要請、つまり、教員に助言を求めたり質問したりする行動である。たとえば、Zimmerman, & Martinez-Ponz (1990)は、学業成績の高い生徒と低い生徒を比較し、学業成績の高い生徒の方が教員に対して援助要請を多く行っていることを明らかにした。これまで、教員への学習上の援助要請の要因に関する研究がいくつもなされてきたが、それらの研究の多くが達成目標、援助要請への態度(以上、野崎, 2003)、メタ認知スキル(以上、瀬尾, 2007)など、生徒の認知的、感情的要因を取り上げてきた。しかし、教員への学習上の援助要請はそれ以外の要因からも影響を受けると考えられる。

まず要因として考えられるのが行動要因である。教員への学習上の援助要請は、学習行動であると同時にコミュニケーション行動でもある。中学生用の援助要請スキル尺度を開発した本田・新井・石隈(2010)は、援助要請スキルの高い生徒は実際に援助要請を多く行っていることを明らかにした。つまり、援助要請

を行う要因のひとつはスキルであると考えられる。教員への学習上の援助要請は実用スキルに相当するコミュニケーション行動であり、基礎スキルを身につけているかどうかによって、その行動の量が規定されると考えられる。基礎スキルと実用スキルとの関連を調べた藤本・大坊（2007）によれば、表現力（基礎スキルの記号化）から自己主張へと正のパスがひかれた。援助要請に援助してほしい気持ちを主張する側面が含まれることに鑑みると、基礎スキル、その中でもとくに記号化スキルの高い生徒は教員に対する学習上の援助要請をより多く行うと考えられる。

つぎに要因として考えられるのが、対人環境要因である。瀬尾（2008）は、教師の指導スタイルが教員への学習上の援助要請の質に影響を与えることを明らかにした。教員との間に良好な対人関係を築いている生徒は、教員に容易に働きかけることができ、その結果、教員への学習上の援助要請をより多く行うと考えられる。ここで重要なことは、対人関係は生徒自身によって築かれるものであるということである。つまり、ソーシャルスキルの高い生徒は、まわりの人との間に良好な関係を築くことができる（Ladd, Birch, & Buhs, 1999）。教員との関係と中学生の基礎スキルとの関連を調べた研究はみられないが、友人との関係と中学生の基礎スキルとの関連を調べた研究はみられる。中学生の基礎スキルと友人からのソーシャルサポートとの関連を調べた東海林他（2012）によれば、基礎スキルの中でも意思伝達（基礎スキルの記号化）、他者理解（基礎スキルの解説）と友人からのソーシャルサポートとの間に正の相関がみられた。この結果を教員との関係に援用すれば、基礎スキル、その中でもとくに記号化スキル、解説スキルの高い生徒は教員との間に良好な関係を築き、教員への学習上の援助要請をより多く行うと考えられる。

以上のことから、基礎スキルは、直接的に、そして、教員との対人関係を媒介して間接的に、教員への学習上の援助要請、さらには学業成績に影響を及ぼすと考えられる。

### 3. 本研究の目的

本研究では、教員との対人関係の指標として生徒が知覚した教員からのソーシャルサポートを取り上げ、基礎スキル→教員からのソーシャルサポート→教員への学習上の援助要請→学業成績というパスを想定し、基礎スキルと学業成績との関連を検討する。このとき、基礎スキルの中でもとくに記号化は援助要請、ソーシャルサポートに、解説はソーシャルサポートに

強い正の影響を及ぼすと考えられる。

## II. 方法

### 1. 調査時期

調査は2009年6月に実施した。

### 2. 調査対象者

調査対象者は、東北地方の公立中学校に通う中学生382名であった。

### 3. 調査内容

(1) **教員への学習上の援助要請** 学習上の援助要請尺度（瀬尾, 2008）を用いた。この尺度は、生徒が教員に対して行う学習援助要請行動を測定する中学生用尺度であり、自律的援助要請（“先生に質問するとき、どこが分からないか考えてから質問する”など8項目）、依存的援助要請（“わからないことは、自分で調べるよりも先生に質問する”などの4項目）の2因子12項目から成る。評定には、5件法（「1. まったくあてはまらない」 - 「5. とてもよくあてはまる」）を用いた。尺度得点が高いほど、教員に対してより多くの援助要請行動を行っていることを意味する。

(2) **教員からのソーシャルサポート** 中学生用ソーシャルサポート測定尺度（三浦・嶋田・坂野, 1995）を用いた。この尺度は、知覚されたソーシャルサポートを測定する中学生用尺度であり、“あなたに元気がないと、すぐに気づいてはげましてくれる”など5項目から成る。回答方法について、三浦他（1995）は小学生用尺度に倣い、「1. ぜったいちがう」 - 「4. きつとそうだ」という4件法を用いているが、本研究では中学生により適した表現に変更し、「1. まったくあてはまらない」 - 「4. とてもよくあてはまる」という4件法を用いた。尺度得点が高いほど、ソーシャルサポートを多く受けていると知覚していることを意味する。サポート源は「先生」と教示し、特定の教員ではなく生徒の認知している総合的な「教員」とした。

(3) **基礎スキル** 中学生用コミュニケーション基礎スキル尺度（東海林他, 2012）を用いた。この尺度は、基礎スキルを認知、感情、行動という3側面から測定する中学生用尺度であり、意思伝達（“私は、相手に自分の気持ちをきちんと伝えるのが得意です”など8項目。記号化に関するスキル）、動揺対処（“私は、気持ちが乱れているときにいつもどおり行動するのが苦手です”（逆転項目）など7項目。感情統制に関するスキル）、他者理解（“私は、相手のさりげない行動から相手の伝えたいことがわかります”など4項目。解説に関するスキル）、自己他者モニタリング（“私は、そ

のとき、そのとき、自分が何を考えているのかに注意します”など5項目。セルフモニタリングに関するスキル)の4因子24項目から成る。評定には、3件法(「1. はい」-「3. いいえ」)を用いた。尺度得点が高いほど、スキルが高いことを意味する。

(4) 学業成績 地域共通の学力調査用テストの結果を用いた。この試験は、前学年までの学習内容を中心に出題されたものであり、1年生は国数社理の4科目、2, 3年生は英国数社理の5科目であった。本研究では、全科目の合計得点を学業成績とした。ただし、学年の違いによる影響を除外するため、分析には学年ごとに平均0, 標準偏差1に標準化したz得点を用いた。テスト結果は生徒には返却されなかったため、テスト結果を生徒が知ることはなかった。

#### 4. 手続き

質問紙は担任に依頼し、学力調査用テスト実施の約2週間後に一斉実施した。回答に際して、生徒には、回答結果を教員が知ることはないこと、回答は任意であることなどを書面で説明するとともに、教員にその場で説明してもらった。

学力調査用テストの結果については、事前に学校長とデータ使用の目的、方法などを協議し、データ使用の了承を得た。また、生徒、保護者には学校長を介して、データ使用の目的、方法などを説明した。

### III. 結果

#### 1. 分析対象者

回答に不備のなかった303名を分析対象者とした。学年、性別の内訳は、1年生男子46名、女子55名、2年生男子49名、女子45名、性別不明1名、3年生男子55名、女子52名であった。

#### 2. 基本統計量

各変数の基本統計量を表1に示した。これ以降の分析には、SPSS22.0, Amos22.0を用いた。

#### 3. 性差

各変数の性差を検証するため、t検定を行った。結

果、他者理解 ( $t(300) = 2.269, p < .01$ ), 学業成績 ( $t(300) = 2.179, p < .05$ ) について、女子の得点が有意に高かった。そこで、男女の違いを検討するため、パス解析は男女を分けて行った。

#### 4. 学年差

学業成績を学年ごとに標準化したことに鑑み、各変数の学年差を検証するため、一元配置分散分析(独立変数は学年、従属変数は各変数)を行った。

結果、依存的援助要請 ( $F(2,300) = 4.835, p < .01$ ), 教員からのソーシャルサポート ( $F(2,300) = 10.333, p < .001$ ), 動揺対処 ( $F(2,300) = 3.218, p < .05$ ), 自己他者モニタリング ( $F(2,300) = 3.954, p < .05$ ) について、有意な学年差が見られた。そこで、学年の違いによる影響を除外するため、パス解析では、全ての変数について、学業成績同様、学年ごとに平均0, 標準偏差1に標準化したz得点を用いた。

#### 5. 基礎スキルが学業成績に及ぼす影響(パス解析)

基礎スキルが学業成績に及ぼす影響を検証するために、男女ごとにz変換した各変数間の相関係数を求め(表2, 3), さらにパス解析を行った(図1, 2)。ただし、パス解析に際して、同一尺度の下位尺度である自律的援助要請と依存的援助要請の誤差間には相関を想定した。

結果、男女に共通して、以下のパスがひかれた。学業成績へ自律的援助要請から正のパスが、依存的援助要請から負のパスがひかれた。自律的援助要請へ教員からのソーシャルサポートから正のパスがひかれた。そして、自律的援助要請、依存的援助要請、教員からのソーシャルサポートへ意思伝達から正のパスがひかれた。さらに依存的援助要請へ動揺対処から負のパスがひかれた。これらに加え男子においては、依存的援助要請、教員からのソーシャルサポートへ自己他者モニタリングから正のパスがひかれた。女子においては、依存的援助要請へ教員からのソーシャルサポートから正のパスがひかれた。モデルの適合度は、男子では  $\chi^2(11) = 13.77 (p = .25)$ , GFI = .977,

表1 各変数の基本統計量

	男子 (n=150)		女子 (n=152)		全体 (n=303)	
	Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD
自律的援助要請	25.56	7.36	26.64	7.42	26.12	7.39
依存的援助要請	10.56	3.93	10.56	3.67	10.56	3.79
教員からのサポート	12.17	4.08	12.87	3.65	12.50	3.88
意思伝達	16.13	4.35	16.32	4.60	16.23	4.47
動揺対処	12.35	3.90	12.90	3.91	12.64	3.91
他者理解	8.06	2.53	8.84	2.64	8.46	2.61
自己他者モニタリング	10.98	2.79	11.20	2.82	11.10	2.80

表2 男子における各変数 (z 変換) 間の相関係数

	(a) 自律的 (z)	(b) 依存的 (z)	(c) 教員からの サポート(z)	(d) 意思伝達 (z)	(e) 動揺対処 (z)	(f) 他者理解 (z)	(g) 自他モニタ (z)	(h) 学業成績 (z)
(a)	—							
(b)	.49***	—						
(c)	.46***	.19*	—					
(d)	.43***	.25**	.29***	—				
(e)	.03	-.26**	-.06	.10	—			
(f)	.22**	.08	.16*	.49***	.15 †	—		
(g)	.57***	.25**	.27**	.45***	.04	.33***	—	
(h)	.29***	.02	.24**	.01	.00	-.02	.07	—

\*\*\*  $p < .001$ , \*\*  $p < .01$ , \*  $p < .05$ , †  $p < .10$

表3 女子における各変数 (z 変換) 間の相関係数

	(a) 自律的 (z)	(b) 依存的 (z)	(c) 教員からの サポート(z)	(d) 意思伝達 (z)	(e) 動揺対処 (z)	(f) 他者理解 (z)	(g) 自他モニタ (z)	(h) 学業成績 (z)
(a)	—							
(b)	.52***	—						
(c)	.36***	.25***	—					
(d)	.35***	.28***	.18*	—				
(e)	.05	-.19*	-.04	.00	—			
(f)	.24**	.14†	.11	.10	.07	—		
(g)	.35***	.13	.12	.20*	.19*	.32***	—	
(h)	.25**	-.19	.15	.12	.10	-.04	.05	—

\*\*\*  $p < .001$ , \*\*  $p < .01$ , \*  $p < .05$ , †  $p < .10$

AGFI=.942, CFI=1.000, RMSEA=.000であり, モデルのあてはまりはよかった。女子では,  $\chi^2(11) = 12.24 (p=.35)$ , GFI = .981, AGFI=.954, CFI=1.000, RMSEA=.000であり, モデルのあてはまりはよかった。

#### IV. 考察

##### 1. 基礎スキルから学業成績への影響

本研究の結果, 想定した通り, 基礎スキルが教員との対人関係を介して学業成績に影響を及ぼすことが確認された。ただし, Izard et al. (2001) では感情認識能力から学業成績へパスがひかれたのに対して, 本研究では感情認識能力に類似する他者理解から学業成績への影響は確認されなかった。以下, この点について考察する。

感情認識能力から学業成績へのパスについて考察する場合, Izard et al. (2001) と本研究との間が見られる感情認識能力の測定に関する2つの違いが重要であると考えられる。第一点目は調査対象者の違いである。Izard et al. (2001) の対象者が5歳(感情認識能力測定時)であったのに対して, 本研究の対象者は中学生であった。第二点目は対象とする感情の違いである。

Izard et al. (2001) はテスターによって提示された感情の記述に該当する表情を2つの中から選ぶ(18課題), 9つの基本的感情それぞれについてラベルをつくるという課題によって感情認識能力を測定した。一方で, 本研究では“私は, 表情から相手の気持ちを想像するのが得意です”といった4項目の質問への回答によって他者理解(についての認知)を測定した。Izard et al. (2001) では実験的にコントロールされた感情に対する認識能力, つまり, 基本的な感情認識能力を取り上げた一方で, 本研究では対人場面で生じるであろう感情に対する認識能力, つまり, より実際の感情認識能力(についての認知)を取り上げた。

これらの違いを総合すると, Izard et al. (2001) においては低年齢の子どもではその能力の高低に大きな差が生じる可能性があり, かつ, 対人関係を構築できるかどうかに影響を及ぼすであろう基本的な感情認識能力を取り上げているため, その能力の高低が教員との対人関係, ひいては, 学業達成にも大きな影響を及ぼしたと考えられる。それに対して, 本研究では, 基本的な感情認識能力を備えた, つまり, 日常的な人間関係を構築できている中学生を対象として, より現実的

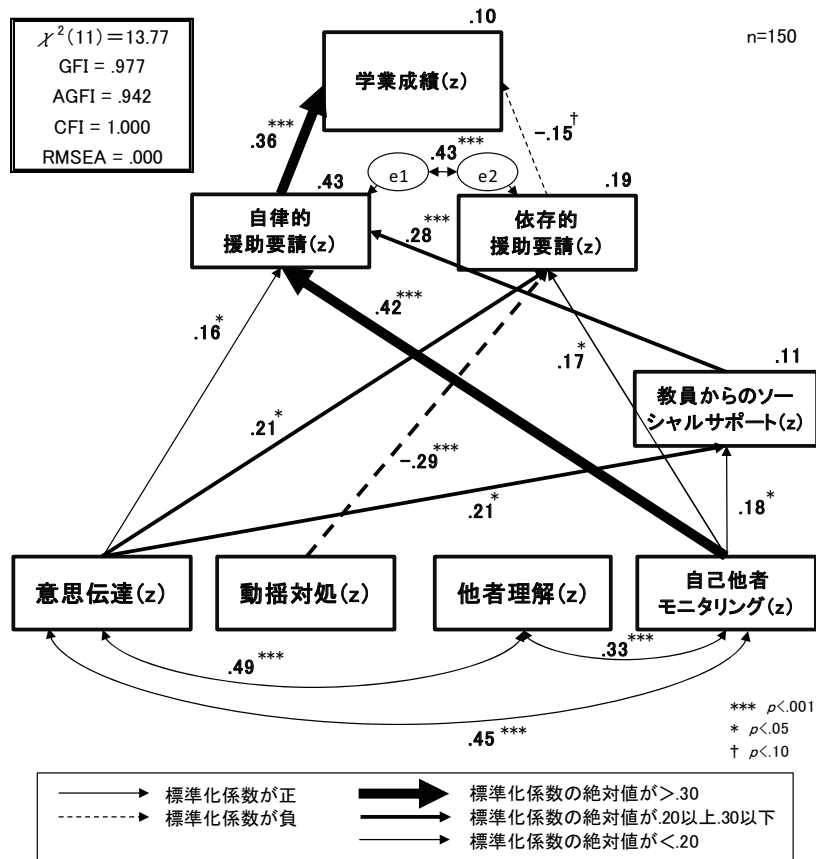


図1 男子における基礎スキルから学業成績へのパス図

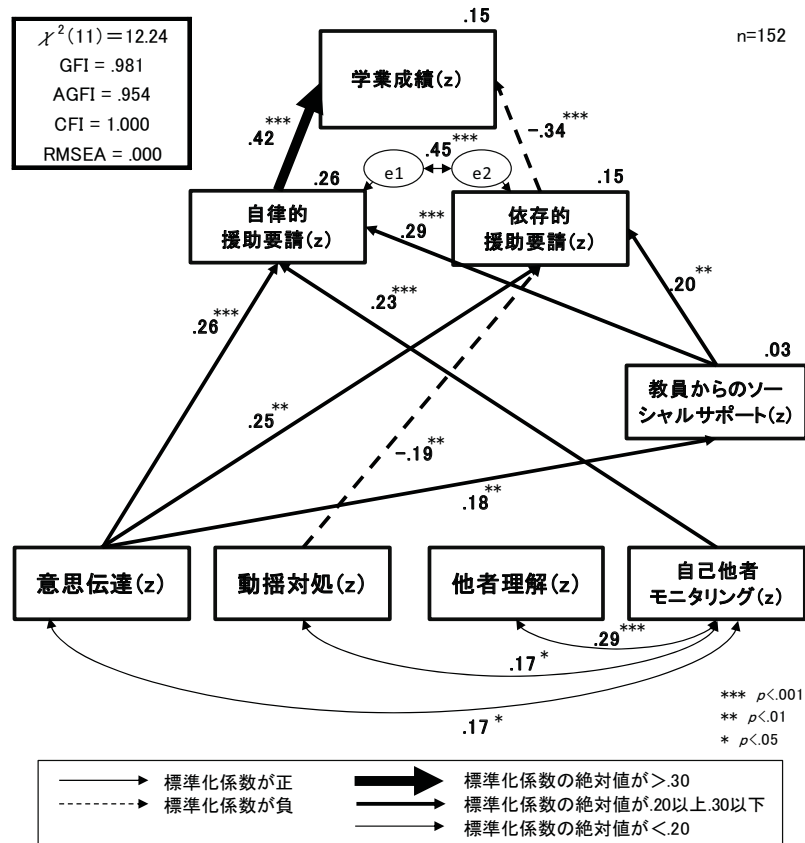


図2 女子における基礎スキルから学業成績へのパス図

な他者理解（についての認知）を取り上げているため、そのスキルの高低（についての認知）が教員との対人関係、ひいては学業成績に決定的な影響を及ぼさなかったと考えられる。

## 2. 基礎スキルの下位尺度の影響

本研究の結果、意思伝達（記号化）から援助要請、ソーシャルサポートに正のパスがひかれるという想定は支持された。一方で、他者理解（解読）からソーシャルサポートに正のパスがひかれるという想定は支持されなかった。また、動揺対処から依存的援助要請に負のパスがひかれるという想定していなかった結果も得られた。

まず、動揺対処の影響について考察する。動揺対処は感情統制との間に関連が見られ（東海林他、2012）、感情の混乱に適切に対処するスキルである。よって、動揺対処スキルが高いと認知している生徒は、自分に生じた困惑、戸惑いにある程度、自分で対処することができるかと認知している。そのため、依存的援助要請という安易に他者を頼る行動をとることが少ないと認知したと考えられる。

つぎに、他者理解から教員からのソーシャルサポートへのパスが有意でなかった点について考察する。児玉・安藤（2012）は小学4・5・6年生の自己呈示に及ぼす自己呈示対象（仲良しの友だち、先生、仲良しでない友だち）の影響を検討した。結果、人間関係の維持の必要性が高い対象（仲良しの友だち）に対しては、自らの責任を回避し人間関係の悪化につながりやすい釈明をせず、自らの責任を認める謝罪、セルフハンディキャッピングを行う傾向があることを明らかにした。このような結果の原因として、児玉・安藤（2012）は友人関係の不安定さを挙げた。また、落合・佐藤（1996）は中学生、高校生、大学生を対象として、友人との付き合い方に関する調査を実施した。結果、中学生は友人関係に不安を強く持ち、友人に対して防衛的な付き合い方をすることを明らかにした。以上のことから、自立心が芽生える中で子どもは、関係性が不安定で緊張感が伴う友人との関係において、防衛的になり、まず相手の気持ちを読み取ろうとすると考えられる。一方で、関係性が安定している教員との関係においては、相手の気持ちを読みとることが友人との関係ほど重要にはならないと考えられる。以上のことから、本研究では教員との関係に焦点を当てたため、他者理解からはどの変数にもパスがひかれなかったと考えられる。

## 3. 男女の違い

本研究で見られた男女の違いは以下の2点である。第一は、男子では自己他者モニタリングから教員からのソーシャルサポート、依存的援助要請へ正のパスがひかれたのに対して、女子ではそれらがひかれなかった点である。第二は、女子では教員からのソーシャルサポートから依存的援助要請へ正のパスがひかれたのに対して、男子ではそれがひかれなかった点である。

まず、自己他者モニタリングスキルについて考察する。男子に比べて女子は、葛藤場面において相手との関係を重視し自らを変化させようとする傾向が強い（山岸、1998）。また、女子では、閉鎖された小集団の中で利己的な表現に比べ自己表現（自発的に他者とかかわり、自己の表現を明確に主張する行動）が多い生徒の方が、利己的な表現に比べ自己表現が少ない生徒より、友人、学校に対する満足感が高い（吉村、2007）。つまり、女子は男子に比べ、自分自身がどうであるかということよりも、他者との関係がどうかにかに注意を向けると考えられる。本研究で取り上げた指標に目を向けると、自律的援助要請得点が高いということは、教員との間でお互いに自律した適切な距離がとれていること、一方、依存的援助要請得点が高いということは、教員との間にある程度、依存的な関係があること、また、教員からのソーシャルサポート得点が高いということは、教員との間に自律的な交流、依存的な交流も含めたさまざまな交流があることを表していると考えられる。つまり、教員との関係という視点から見た場合、依存援助要請、教員からのソーシャルサポート、自律的援助要請の順に、情緒的な関係が強くなり、関係が複雑であると考えられる。以上のことから、女子では、より情緒的な関係、複雑な関係を表す教員からのソーシャルサポート、依存的援助要請においては他者との関係に注意が向き、自分が今、どういう状態にあるかをモニタリングするスキルである自己他者モニタリングが影響力をもたなかったと考えられる。

つぎに、教員からのソーシャルサポートについて考察する。ソーシャルサポートの質を考慮に入れ性差の影響を検討した細田・田嶋（2009）は、教員からの情緒的サポートは、男子に比べ女子の方が高いことを明らかにした。学習上の援助要請を比較した場合、依存的援助要請は「依存」という情緒的なサポートをより求めているものであると考えられる。そのため、教員からの情緒的サポートを強く知覚する女子においてのみ、教員のソーシャルサポートから依存的援助要請へと正のパスがひかれたと考えられる。



#### 4. 今後の課題

今後の課題は以下の2点である。第一は、援助の必要性認知の問題である。本研究では、本田他（2010）に基づき、援助要請の要因としてスキルを取り上げた。しかし、援助要請、とくに、学習といった特定領域における援助要請においては、本人が援助の必要性をどれくらい認知しているかも重要であると考えられる。今後、援助の必要性認知を取り入れたモデルを構築することが必要である。第二は、認知要因、感情要因の問題である。本研究のモデルでは、学業成績と基礎スキルを媒介する要因として、教員への援助要請と教員からのソーシャルサポートをとりあげた。しかし、東海林他（2012）による基礎スキル尺度にもみられるように、基礎スキルには認知、感情に関するスキルも含まれる。今後は基礎スキルと学業成績を媒介する認知要因、感情要因（たとえば、学業意欲）を組み合わせた統合的なモデルを構築することが必要である。

#### 付記

本研究は平成23年度に東北大学大学院教育学研究科に提出した博士論文の一部を再分析したものである。

#### 引用文献

- 安達知郎 2013 子どもを対象としたソーシャルスキル尺度の日本における現状と課題—ソーシャルスキル教育への適用という視点から— 教育心理学研究, 61, 79-94.
- Becker R.E., Heimberg R.G., & Bellack A.S. 1987 *Social Skills training treatment for depression*. NY: Pergamon Press.
- 江村理奈・岡安孝弘 2003 中学校における集団社会的スキル教育の実践的研究 教育心理学研究, 51, 339-350.
- 藤本学・大坊郁夫 2007 コミュニケーション・スキルに関する諸因子の階層構造への統合の試み パーソナリティ研究, 15, 347-361.
- 本田真大・新井邦二郎・石隈利紀 2010 援助要請スキル尺度の作成 学校心理学研究, 10, 33-40.
- 細田絢・田嶋誠一 2009 中学生におけるソーシャルサポートと自他への肯定感に関する研究 教育心理学研究, 57, 309-323.
- 今津芳恵 2005 社会的スキルの欠如が抑うつに及ぼす影響—女子中学生を対象とした場合— 心理学研究, 76, 474-479.
- Izard, C., Fine, S., Schultz, D., Mostow, A., Ackerman, B., & Youngstrom, E. 2001 Emotion knowledge as a predictor of social behavior and academic competence in children. *Psychological Science*, 12, 18-23.
- 児玉真樹子・安藤貴子 2012 学童期の防衛的自己呈示に関する研究—学年, 性別, 自己呈示の対象(TP)に着

目して 学習開発学研究, 5, 11-17.

- Ladd, G. W., Birch, S. H., & Buhs, E. S. 1999 Children's social and scholastic lives in kindergarten: related spheres of influence? *Child Development*, 70, 1373-1400.
- Masten, A. S., Coatsworth, J. D., Neemann, J., Gest, S. D., Tellegen A., & Garmezy, N. 1995 The structure and coherence of competence from childhood through adolescence. *Child Development*, 66, 1635-1659.
- 三浦正江・嶋田洋徳・坂野雄二 1995 中学生におけるソーシャルサポートがコーピングの実行に及ぼす影響 ストレス科学研究, 10, 13-24.
- 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討— 教育心理学研究, 51, 141-153.
- 落合良行・佐藤有耕 1996 青年期における友達とのつきあい方の発達的变化 教育心理学研究, 44, 55-65.
- 岡安孝弘・嶋田洋徳・丹羽洋子・森俊夫・矢富直美 1992 中学生の学校ストレスの評価とストレス反応との関連 心理学研究, 63, 310-318.
- 大対香奈子・大竹恵子・松見淳子 2007 学校適応アセスメントのための三水準モデル構築の試み 教育心理学研究, 55, 135-151.
- 瀬尾美紀子 2007 自律的・依存的援助要請における学習観とつまずき明確化方略の役割—他集団同時分析による中学・高校生の発達差の検討— 教育心理学研究, 55, 170-183.
- 瀬尾美紀子 2008 学習上の援助要請における教師の役割—指導スタイルとサポート的態度に着目した検討— 教育心理学研究, 56, 243-255.
- 東海林渉・安達知郎・高橋恵子・三船奈緒子 2012 中学生用コミュニケーション基礎スキル尺度の作成 教育心理学研究, 60, 137-152.
- 東海林渉・加藤弘治・赤木麻衣・河藤由佳・浅井継悟・浅野慎二・庄子記代・飯村寧史・狩野朋子・安達知郎・佐藤恵子・三船奈緒子 2010 大学院生と中学校教員の連携によるコミュニケーション心理教育プログラムの開発(2)—学年の状況にあわせたプログラムの実践— 東北大学大学院教育学研究科研究年報, 58, 279-303.
- 山岸明子 1998 小・中学生における対人交渉方略の発達及び適応感との関連—性差を中心に— 教育心理学研究, 46, 163-172.
- 吉村斉 2007 中学生の適応感を規定する要因としての対人行動とその性差 心理学研究, 78, 290-296.
- Wentzel, K. R. 1993 Does being good make the grade? Social behavior and academic competence in middle school. *Journal of Educational Psychology*, 85, 357-364.
- Zimmerman, B. J., & Martinez-Ponz, M. 1990 Student differences in self-regulated learning: relating grade, sex, and giftedness to self-efficacy and strategy use. *Journal of Educational Psychology*, 82, 51-59.

(2016. 8. 8 受理)