

論文

学位

学業的援助要請の規定因に関する研究

大学院 教育学研究科

広島大学

学習開発専攻

2006 野崎 秀正

D132106

目 次

学業的援助要請の規定因に関する研究

論文目次

第1章 本研究の背景と目的	1
第1節 本研究における学業的援助要請の定義と概念的位置づけ	2
第2節 学業的援助要請の規定因に関する先行研究の動向	6
第3節 先行研究の問題点と本研究の目的	11
第2章 学業的援助要請の規定因に関する実証的研究	16
第1節 教師と友人への学業的援助要請と学習方略の関連【研究1】	18
問題と目的	18
方法	20
結果	21
考察	24
第2節 教師と友人への学業的援助要請と援助要請理由の関連【研究2】	28
問題と目的	28
方法	31
結果	31
考察	41
第3節 教師と友人への学業的援助要請に対する抑制態度の検討【研究3】	46
問題と目的	46
予備調査	48
方法	49
結果	50
考察	55

第4節	コンピテンスの認知と達成目標志向性が教師と友人への学業的援助要請の 三形態に影響を及ぼすプロセスの検証 【研究4】	59
問題と目的		59
方法		63
結果		65
考察		75
第3章	総括	84
第1節	総合考察	85
第2節	教育的示唆	90
第3節	今後の課題	95
引用文献		99

第 1 章

本研究の背景と目的

本章では、まず、本研究における学業的援助要請の定義と概念的位置づけについて述べる。次に、学業的援助要請の規定因に関する研究がこれまでどのように展開してきたかについて先行研究の動向を概観する。最後に、先行研究の問題点を指摘した後、本研究の目的を述べる。

第1節 本研究における学業的援助要請の定義と概念的位置づけ

学業的援助要請の定義 学習者は学習を進める際に、教師や友人といった他者との相互作用を介して課題に取り組む場合がある。特に、自分の力だけでは解決できないような難しい課題に直面した場合には必要な援助を他者に求めることによって課題を解決することができる。こうした行為は、help-seeking, または academic help-seeking と呼ばれる(Karabenick, 1998)。

help-seeking という用語が初めて使用されたのは社会心理学の分野においてであり、help-seeking 研究は援助行動研究の一部として展開されてきた。ここでの help-seeking は、Depaulo(1983)により「もし他者が、時間、努力、あるいはある種の資源を費やしてくれるならば解決するような問題や困難を抱えている個人が、直接的な方法で他の人に援助を求める行為」と定義されており、他者に助けを求める行為という広義な概念である。従って、扱われる場面状況も「気分が悪くて道ばたに座り込む」や「道を尋ねる」など多種多様であり、援助を求める相手についても不特定の者を想定している。これに対し、学習場面における学習課題の解決を目的とした help-seeking は援助内容や援助を求める相手がある程度限定されるため、Depaulo(1983)が定義した広義な意味での help-seeking とは本質的な違いがみられる(水野・石隈, 1999)。そのため、本研究では学習場面における学習課題の解決を目的とした help-seeking について、社会心理学分野における広義の意味での help-seeking と明確に区別するために、特に academic help-seeking の用語を使用する。

我が国では academic help-seeking を対象とした研究がほとんど行われていな

いため、academic help-seeking に対応する決まった邦訳がない。唯一、中谷(1998)が「学業的援助希求」と邦訳しているが、先述した社会心理学分野における研究をはじめ先行研究の多くは help-seeking を「援助要請」と邦訳している(水野・石隈, 1999 ; 島田・高木, 1994, 1995)。1つの原語に対して種々の邦訳が用いられることによる概念的な混乱を避けるため、本研究では help-seeking の邦訳について従来多くの研究で使用されている「援助要請」の用語を使用し、academic help-seeking を「学業的援助要請」と邦訳する。

また、学業的援助要請の定義については、中谷(1998)が「学習において、困難に直面し、自分自身で解決が難しいと感じたとき、必要な援助を他者に求める行動」と説明しており、本研究でもこの定義に従う。

学業的援助要請の概念的 위치づけ 学業的援助要請は、大きく 2 つの理論的背景に 위치づけることができる。

一つは、先述した社会心理学分野の援助要請研究における種々の援助要請の一部としての 위치づけである。援助要請研究は援助者側の心理のみに焦点を当ててきたそれまでの援助行動研究に対して、援助を受ける被援助者側の心理に焦点を当てる新しい方向性として確立した分野である(Fisher, Nadler, & DePaulo, 1983 など)。ここで扱われる援助要請は先述したように援助者や場所が特定されない、要請内容が多種多様であるなどの特徴を示すより広義な概念である。従って、援助者や場所、援助内容がある程度限定される学業的援助要請はそうした広義の意味での援助要請とは本質的な違いがある。しかし、扱う援助要請内容を現実的かつ具体的に限定したという点で、それまで社会心理学分野の研究が対象としてきた援助要請の狭義の概念として 위치づけることは可能である(水野・石隈, 1999)。

もう一つの 위치づけは、自己制御学習(self-regulated learning)研究における種々の学習方略の一部としての 위치づけである(Meece, Blumenfeld, & Hoyle, 1988 ; Zimmerman & Martinez-Pons, 1990)。Zimmerman & Martinez-Pons(1990)

は、学習者の自己制御学習における学習方略の 1 つとして、仲間、教師、大人から援助を得る努力を自発的に行う「社会的支援の要請」をあげており、この学習方略は学業的援助要請に相当する。わが国でも、佐藤(1998)や佐藤・新井(1998)は、学業的援助要請を中心とした他者からの人的資源を活用させる学習方略を人的(外的)リソース方略として位置づけている。

このように、学業的援助要請は前者の社会的行動としての側面を強調した援助要請行動としての立場と、後者の学習行動としての側面を強調した学習方略としての立場の 2 つの立場に位置づけることができる。わが国における学業的援助要請は、学習方略の一部(佐藤, 1998 ; 佐藤・新井, 1998)や援助要請行動の指標(山口・西川, 1991)として扱われるなど、どちらか一方の領域において部分的に扱われてきた。一方、諸外国では学業的援助要請を中心とした研究が盛んに行われており、そこではこれらの 2 つの立場の違いを明確に区別しているわけではなく、両方の研究領域のアプローチからより包括的な検討を行っている。さらには、学業的援助要請を中心とした著作(Karabenick, 1998)も出版されるなど、先述した 2 つの研究領域における知見が融合して、学業的援助要請研究という新たな研究領域が確立しているといえる。学業的援助要請を先述したどちらか一方の立場に位置づければ、社会的行動でもあり学習行動でもある学業的援助要請の全容を捉えることが困難になる。そのため、本研究ではわが国においてこれまで学習方略研究か援助要請研究のどちらかの研究領域において部分的にしか検討されてこなかった学業的援助要請を、米国を中心に諸外国で展開されてきた学業的援助要請研究の流れに位置づけて論じる。

ところで、いく人かの研究者は、学業的援助要請に類似した概念である質問行動(questioning)研究の領域で研究を行っている(Dillon, 1982 ; 生田・丸野, 2002 ; van der Meij, 1988)。学業的援助要請研究と質問行動研究を比較すると、学業的援助要請研究では他者に援助を求めるか否かという行動生起に焦点を当てているのに対し、質問行動研究では単に質問の生起を問題とするだけでなく質問内容の想起や知識を獲得した後の既有知識の変容などにも言及している

(生田・丸野, 2002 ; van der Meij, 1990)。そのため、質問行動の方が学業的援助要請よりも限定的な意味となるように思われる。しかし、これらはほぼ同義の概念として使用される場合が多く(van der Meij, 1988 ; van der Meij & Dillon, 1994), これまで厳密な概念的区別がされているわけではない。従って、本研究では学業的援助要請に含まれるやや狭義の概念として質問行動を捉えるものの、学業的援助要請と質問行動をほぼ同義の概念として扱う。本研究における学業的援助要請の位置づけに関する概念図を Figure1 に示す。

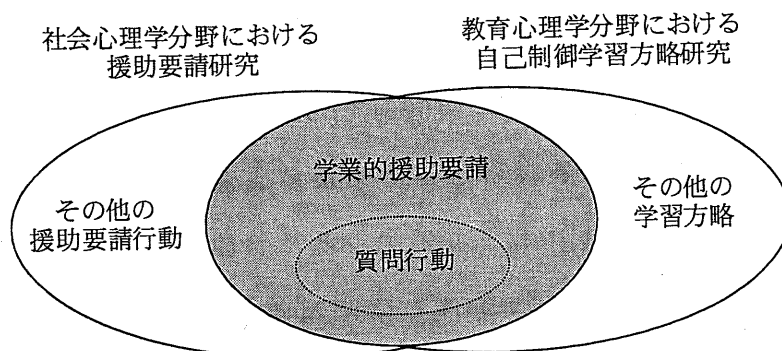


Figure 1 本研究における学業的援助要請の位置づけ

自己制御学習における学習方略の一部や質問行動と同義として捉えられることから明らかなように、学業的援助要請は一般的には教師や親から奨励される望ましい学習行動であるとされる(中谷, 1998)。しかし、学業的援助要請の適応的な側面が強調されたのは、Nelson-Le Gall(1981)の論文以降であり、初期の研究において、学業的援助要請は依存的行動の指標として扱われるなど、主に依存的、消極的で非適応的な行為として概念化されていた(Fischer & Torney, 1976)。つまり、学業的援助要請は学習者の達成行動を促す適応的な行

為と他者依存的で非適応的な行為に概念化することが可能である。こうした概念的な違いを無視すれば、結果の解釈に混乱が生じるため、質的に異なる2つの学業的援助要請を明確に区別する必要がある(Nadler, 1998 ; 中谷, 1998)。

こうした学業的援助要請の2つの概念について、Nelson-Le Gall, Gumerman, & Scott-Jones(1983)は、達成行動を促す適応的な意味での学業的援助要請を道具的援助要請(*instrumental help-seeking*)、非適応的な意味での学業的援助要請を実行的援助要請(*executive help-seeking*)と概念化した。道具的援助要請については、類似した概念として適応的援助要請(*adaptive help-seeking* ; Newman, 1991)、自律的援助要請(*autonomous help-seeking* ; Butler, 1998)などがその後の研究者により提唱されてきた。共通する内容としては、(1)学習者が一人で課題を解決しようとししばらく努力した後に起こり、(2)直接的な答えではなく間接的なヒントや助言を求め、(3)後の独力での課題解決を促す、などが挙げられる(Butler, 1998)。一方、実行的援助要請については、類似した概念として依存的援助要請(*dependent help-seeking* ; Nadler, 1998)が提唱されており、共通する内容としては、(1)一人で解決する努力をしない場合や、援助の必要性が低い場合など、学業的援助要請を行う前に真に困難な状態を経験しておらず、(2)間接的なヒントや助言ではなく直接的な答えを求め、(3)後の独力での問題解決を促さない、などが挙げられる。本研究では、Nelson-Le Gall(1981)以降、概念化された質の異なる2つの学業的援助要請のうち、前者の自律的で適応的な学業的援助要請を適応的援助要請、後者の依存的で非適応的な学業的援助要請を依存的援助要請とし、これらの2つの側面を含む上位概念として学業的援助要請を捉える。

第2節 学業的援助要請の規定因に関する先行研究の動向

学習者の学習過程において学業的援助要請、特に適応的援助要請の果たす役割が大きいことはこれまで多くの研究者により指摘されてきた(Newman, 1990

など)。このことは、学業的援助要請を効果的に使用する学習者ほど高い学業成績を修めることができるが、そうでない学習者はわからない問題を棚上げすることになるため不利益を被る(Zimmerman & Martinez-Pons, 1990)といったことから明らかなである。また、Newman & Schwager(1995)は、実際に学業的援助要請を使用した者ほど、その後の課題を自力で解決したときの課題成績がよいことを明らかにしている。

しかし、学業的援助要請がたとえ有効な学習方略になりうるとしても、学習者の多くは学業的援助要請を積極的に行わないことがこれまでの研究では報告されている(Good, Slavings, Harel, & Emerson, 1987 ; Newman, 1990 ; Newman & Goldin, 1990)。さらに、他者への質問や自発的な助言の要請が滅多に生起しないということは、実際の学校現場でも問題視されている(Shwalb & Sukemune, 1998)。こうした問題提起に基づき、米国を中心に諸外国で展開されてきたこれまでの学業的援助要請研究では、学業的援助要請の規定因の解明が主な目的とされてきた。

学業的援助要請がはじめて体系的に論じられたのは Nelson-Le Gall(1981)の論文であるが、この論文を皮切りに 1980 年代には Nelson-Le Gall らによる一連の研究が行われてきた。彼らは、いくつかの実験室実験により課題成績の低い者の方が高い者よりも学業的援助要請を行う傾向が高いことを明らかにした(Nelson-Le Gall, 1987 ; Nelson-Le Gall, DeCooke, & Jones, 1989)。また、観察研究においても学業成績の低い者ほど授業中に多くの学業的援助要請を行うことを明らかにした(Nelson-Le Gall & Glor-Scheib, 1985)。課題の遂行成績や学業成績などコンピテンスの低い学習者ほど学業的援助要請を行うというこれらの結果については、そのような学習者ほど学習過程において援助をより必要とするためであると解釈された(Nelson-Le Gall, 1987 ; Nelson-Le Gall, DeCooke, & Jones, 1989)。こうした一連の研究から、援助の必要性の高さが学業的援助要請が生起する重要な規定因であるという一致した見解が得られてきた。

しかし、その後の研究で、Karabenick & Knapp(1988a)は、学業成績や援助の必要性和学業的援助要請の頻度の関連が直線的な関係ではなく逆U字型の曲線関係を示すことを明らかにした。つまり、学業成績が低く援助の必要性が高い者ほど学業的援助要請を行うという Nelson-Le Gallらに従う結果に加え、援助の必要性が特に高い者では、逆に学業的援助要請を行わなくなるという Nelson-Le Gallらに反する結果も同時に明らかにした。Karabenick & Knapp(1988a)が明らかにした結果は、学業的援助要請の規定因として援助の必要性以外の他の要因の存在を予想させるものであった。そのため、その後の研究では援助が必要であるにもかかわらずそれを求めないのはなぜかという問題が学業的援助要請研究の中心的な課題となった。

このような問題提起に基づき、1990年代以降は、援助の必要性を積極的に統制した項目(援助が必要であるときに学業的援助要請を行うかどうかを尋ねる)を用いた質問紙法や面接法による研究が多く行われるようになった。

援助を必要とする場合における学業的援助要請の規定因について、Newman(1990)は学業的援助要請が自己制御学習における学習方略に位置づけられるという知見から、学習者の動機づけ要因の影響を予想した。さらに、Newman(1990)は学業的援助要請が対人相互作用を伴う社会的行動であり、他の学習方略(ノートにまとめる、繰り返し暗唱するなど)とは本質的に異なる性質を持つことにも注目した。社会心理学分野における援助要請研究では、他者に救いを求める行為がその人の能力感を脅かすことにつながり、そうした自尊心への脅威をはじめとする潜在的なコストの認知が援助要請生起を抑制することが明らかにされている(Nadler & Fisher, 1986)。すなわち、Newman(1990)は学業的援助要請についても他の援助要請と同様にそれを行う際、他者から能力が低いと思われるかもしれないといった能力感への脅威を伴う可能性を考え、そうした脅威の認知を学業的援助要請に対するネガティブな態度として位置づけたのである。

さらに、Newman(1990)は学業的援助要請に対する態度が、学習者の動機づ

けが学業的援助要請に影響を及ぼす際の媒介要因になることを予想し、「動機づけ－態度－学業的援助要請」というモデルから一連の影響プロセスを検討した(Figure 2)。

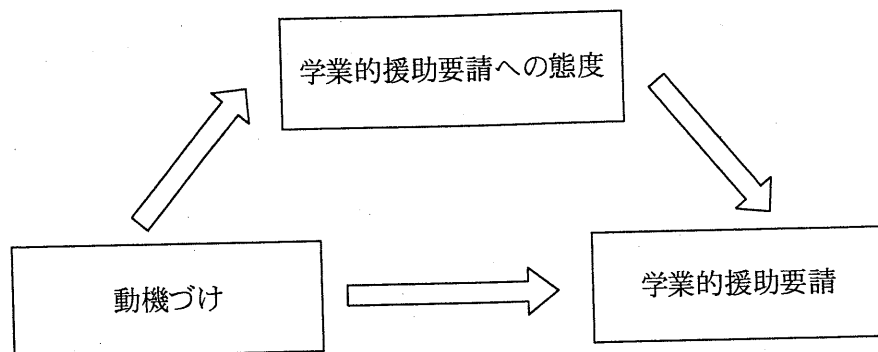


Figure 2 Newman(1990)の学業的援助要請への態度を媒介とした因果モデル

Newman(1990)は、学習者の動機づけ要因に学習への自信や有能感にあたる学業コンピテンスの認知(以下、学業コンピテン스에省略)を位置づけ、パス解析によりモデルを検討した。その結果、学業コンピテン스가低い者ほど脅威の態度が高くなり、自力では解決困難な問題に直面したときでも学業的援助要請を行わない傾向にあることが明らかになった。この結果は、「コンピテンスの高い学習者は学業について肯定的自己認知を持っているため、援助要請の原因を他者は自分の能力の無さに帰属させないだろうと思う。一方、コンピテンスの低い学習者は学業についての肯定的自己認知をもっていないために、他者に援助を求めるという自分にとって否定的な情報に敏感に反応し、より防衛的になる。」という傷つきやすさ仮説(vulnerability hypothesis)と呼ばれる説明から解釈された(Karabenick & Knapp, 1991)。

その後の研究で、Ryan & Pintrich(1997)は学業的援助要請に影響を及ぼす動機づけ要因として Newman(1990)が扱った学業コンピテンスの他に、達成目標志向性と社会的コンピテンスの認知(以下、社会的コンピテンスに省略)を加えた検討を行った。達成目標志向性とは、学習をどのような基準で達成させたいかという特定の目標、すなわち達成目標が個人内に設定されている傾向のことである。達成目標は、学習内容の熟達や理解に焦点を当てる熟達目標と他者よりも成績が良いことや学習の結果に焦点を当てる遂行目標の大別して2つの目標に区別され(注)、それぞれの目標を志向する傾向を熟達目標志向、遂行目標志向と呼ぶ。また、社会的コンピテンスとは学業コンピテンスと同様に自信や有能感に言及する概念であるが、主として対人関係や他者との相互作用がどれほどうまくできるかに関する有能感のことである。

Ryan & Pintrich(1997)は、これらの動機づけ要因が学業的援助要請に及ぼす影響を Newman(1990)と同様のモデルから検討した。その結果、学業コンピテンスについては Newman(1990)と同様に傷つきやすさ仮説を支持する結果を明らかにした。また、達成目標志向性については熟達目標に相当する課題焦点目標(task-focused goal)を志向する者ほど学業的援助要請が役に立つという利益の態度が高く学業的援助要請を行うが、一方で遂行目標に相当する能力関連目標(relative ability goal)を志向する者ほど、脅威の態度が高く、援助を必要としたときでも学業的援助要請を行わないことを明らかにした。この結果については、熟達目標を志向する傾向が高い者ほど効果的な方略を使用する傾向にある(Ames & Archer, 1988 ; Nolen, 1988)ため学業的援助要請についてもより有効

注. 熟達目標と遂行目標以外にもラーニング目標(learning goal)とパフォーマンス目標(performance goal)(Dweck, 1986)、課題目標(task goal)と自我関与目標(relative ability goal)(Nolen, 1988)など研究者ごとに多様な名称が与えられているが、本研究では、Ryan, Pintrich, & Midgley(2001)に基づき、これらをほぼ同義の概念として扱い、熟達目標、遂行目標の用語を使用する。

な方略であると認知する傾向にあるが、その一方で、遂行目標を志向する傾向が高い者ほど自己への好意的な評価や高い能力の誇示を目指すことから学業的援助要請が無能力さを露呈させる行為になると認知しやすく、脅威の態度が高くなるためであると解釈された。また、社会的コンピテンスについては、社会的コンピテンスが低い者ほど、脅威の態度が高く、援助を必要としたときでも学業的援助要請を行わない傾向にあることを明らかにした。この結果については、社会的コンピテンスの高い者は、対人関係に対して不安を感じにくく、他者から自分がどのように思われているかということについて肯定的な考えを持っているためであると解釈された。

コンピテンスの認知や達成目標志向性が学業的援助要請に及ぼす影響については、Newman(1990)、Ryan & Pintrich(1997)以外にもいくつかの研究で検討されてきた(Ryan, Pintrich, & Midgley, 2001)が、それらの研究では、なぜ動機づけ要因の違いが学業的援助要請に異なる影響を及ぼすのかの原因については、結果からの解釈のみにとどまっており、詳細は明らかにしていなかった。そのため、Newman(1990)、Ryan & Pintrich(1997)の研究では、学業的援助要請への態度を、動機づけ要因から学業的援助要請への影響過程における媒介要因として位置づけ、その役割を実際に明らかにしたことに意義があるといえる。

第3節 先行研究の問題点と本研究の目的

前節で述べたように、学業的援助要請の規定因については、Newman(1990)とRyan & Pintrich(1997)により学業的援助要請への態度を媒介とした学習者の動機づけ要因の果たす役割が明らかにされた。しかし、Newman(1990)とRyan & Pintrich(1997)の研究では、誰に援助を求めるかという援助要請対象者の違いに関する検討が不足しているという問題点が指摘される。

このうち、Ryan & Pintrich(1997)の研究では援助要請対象者を特定していない。社会心理学分野における援助要請研究では援助を求める援助要請者だけで

なく、援助を求める相手である援助要請対象者も援助要請の中心的な構成要素であることが指摘されている(西川, 1998)。学業的援助要請は学習方略であると同時に、他者との相互作用を伴うダイナミックな行動でもある。そのため、学業的援助要請の規定因を検討する際には援助要請者の特徴のみを扱うだけでなく、援助要請対象者の違いについても同時に検討することが必要である。

また、Newman(1990)の研究では援助要請対象者を特定してはいるものの、教師に限定されていた。教室場面において生起する学業的援助要請は教師だけに対して行われるものではなく、友人への学業的援助要請も多く生起することが明らかになっている(Nelson-Le Gall & Glor-Scheib, 1985)。近年は、児童・生徒どうしの教え合いを中心としたグループ学習が注目される(出口, 2002)など、友人への学業的援助要請の重要性が指摘されている。従って、教師への学業的援助要請に加え、友人への学業的援助要請の影響プロセスを検討することの意義は大きい。

援助要請対象者としての教師と友人の違いが学業的援助要請に及ぼす影響については、これまでいくつかの研究で検討されている。例えば、Newman & Goldin(1990)は、教師への学業的援助要請の方が友人への学業的援助要請よりも効果的で能力感への脅威になりにくいと認知されるために好まれ、より行われる傾向にあることを明らかにしている。同様の結果は、Newman & Schwager(1993)でも明らかにされている。これらの研究結果は、教師への学業的援助要請と友人への学業的援助要請では、その特徴に違いがあることを示すものである。

以上の議論より、Newman(1990)とRyan & Pintrich(1997)が提唱した動機づけ要因から学業的援助要請への影響プロセスを、教師への学業的援助要請と友人への学業的援助要請で比較検討することが必要である。しかし、こうした検討を行う前に明らかにしておかなければならない検討課題が2つ指摘される。

まず、1つ目の検討課題は、教師への学業的援助要請と友人への学業的援助要請の質的側面の違いを明らかにすることである。先述したように、学業的援

助要請は依存的で非適応的な依存的援助要請と自律的で適応的な適応的援助要請の相反する 2 つの側面を併せ持った複合的な概念である。こうした概念の違いは学業的援助要請の質の違いとして捉えることができる(Butler, 1998)が、先述した教師と友人への学業的援助要請の特徴や生起傾向を質問紙法や面接法で尋ねた従来の研究(Newman & Goldin, 1990 ; Newman & Schwager, 1993)では、両者に対する学業的援助要請の質的な側面についての検討が不十分であった。質の異なる 2 つの学業的援助要請、つまり適応的援助要請と依存的援助要請を同次元のものとして捉えて比較検討することは結果の解釈に混乱を生じさせることに繋がる(Nadler, 1998 ; 中谷, 1998)。そのため、教師への学業的援助要請と友人への学業的援助要請について、その質的側面に違いがみられるかどうかを検討することが必要である。

2 つ目の検討課題は、動機づけ要因から学業的援助要請への影響プロセスを媒介する態度について、これまで扱われてきた能力感への脅威以外の抑制態度を明らかにし、教師と友人への学業的援助要請で比較検討することである。Newman(1990)とRyan & Pintrich(1997)は学業的援助要請が学習方略であると同時に社会的行動であることから、学業的援助要請に対する抑制態度として能力感への脅威を位置づけた検討を行った。しかし、一般的に援助要請に伴う心理的コストは相手に対する申し訳なさや自己達成の放棄など種々の側面を含む(相川, 1989)。そのため、能力感への脅威以外にもいくつかの抑制態度の存在が予想される。先述したように、従来扱われてきた抑制態度である脅威の態度については教師に対する学業的援助要請よりも友人に対する学業的援助要請で高くなることが明らかになっている(Newman & Goldin, 1990 ; Newman & Schwager, 1993)。従って、他の抑制態度についても、学業的援助要請を行う相手が教師か友人かの違いにより、その保持傾向に違いがあることが予想される。さらに、明らかにされた抑制態度を動機づけ要因から学業的援助要請への影響プロセスを媒介する要因として位置づけることにより、これまで明らかにされていない新たな影響プロセスの解明が期待される。

以上の問題点を解決し、学業的援助要請の規定因を精緻化するために、本研究では以下の3つを主な目的として検討を行う。第1の目的は、教師と友人への学業的援助要請の質的側面の違いについて検討することである。第2の目的は、学業的援助要請に対する能力感への脅威以外の抑制態度を解明することである。第3の目的は、動機づけ要因から抑制態度を媒介として学業的援助要請に影響を及ぼすプロセスを教師と友人への学業的援助要請で比較検討することである。

また、本研究ではこれら3つの目的について中学生を対象とした検討を行う。本研究における研究対象を中学生とした理由は、以下の4点である。(1)従来の学業的援助要請研究において、中学生を対象としたものは比較的少なく、その生起メカニズムが十分明らかにされているとはいえない。(2)学業的援助要請が特に行われなくなる発達段階とされる(Shwalb & Sukemune, 1998)ため、その規定因を解明することに意義が見いだせる。(3)学業的援助要請に対する抑制態度とその生起傾向との関連が特に顕著になる発達段階であるとされる(Newman, 1990)。(4)教師間と友人間のサポート関係の差異が特に顕著になる発達段階である(Buhrmester & Furman, 1987)ため、援助要請対象者として教師と友人の差異を検討する本研究の対象として適している。

本研究の目的を達成させるために、第2章では、学業的援助要請の規定因に関する実証的な検討を行う。まず、第1の目的である学業的援助要請を行う相手が教師か友人かという援助要請対象者の違いにより、行われる学業的援助要請の質的側面が異なるかどうかを検討するために、【研究1】では、教師と友人への学業的援助要請と他の学習方略との関連を検討し、【研究2】では、両学業的援助要請と援助要請理由との関連を検討する。次に、第2の目的である学業的援助要請に対する脅威以外の抑制態度を明らかにするために、【研究3】で、学業的援助要請に対する種々の抑制態度を収集、構造化した後、教師と友人への学業的援助要請で比較検討する。最後に、第3の目的である動機づけ要因から抑制態度を媒介として学業的援助要請に影響を及ぼすプロセスを教師と友人への学業的援助要請で比較検討するために、【研究4】では【研究1】、【研究2】、【研究3】

で明らかにされた知見をもとに，生徒の動機づけ要因にあたるコンピテンスの認知(学業コンピテンス，社会的コンピテンス)と達成目標志向性(熟達目標志向，遂行目標志向)が，抑制態度を媒介して学業的援助要請に及ぼす影響について教師と友人への学業的援助要請別に因果モデルを構築し，そこで明らかにされた影響プロセスを比較する。

第 2 章

学業的援助要請の規定因に関する実証的研究

本章では、第 1 章で述べた先行研究の問題点を解決し、学業的援助要請の規定因を精緻化するための実証的研究を行う。

本研究の目的は、以下の 3 つであった。(1)教師と友人に対して行われる学業的援助要請の質的側面についての比較検討を行うこと。(2)学業的援助要請に対する抑制態度の精緻化を行い、教師と友人への学業的援助要請で比較すること。(3)動機づけ要因から抑制態度を媒介として学業的援助要請に影響を及ぼすプロセスについて、教師と友人への学業的援助要請で比較検討すること。

まず、第 1 の目的については【研究 1】と【研究 2】で検討する。具体的には、【研究 1】で教師及び友人への学業的援助要請と他の学習方略との関連から両者の質的側面における特徴を検討する。さらに、【研究 2】で教師及び友人への学業的援助要請と学業的援助要請に対する援助要請理由との関連から両者の質的側面における特徴を検討する。

次に、第 2 の目的については【研究 3】で学業的援助要請に対する種々の抑制態度を収集、構造化した後、教師と友人への学業的援助要請で各抑制態度の保持傾向について比較する。

最後に、第 3 の目的については【研究 4】で、【研究 1】、【研究 2】、【研究 3】において明らかにされた知見を基に、Newman(1990)と Ryan & Pintrich(1997)が示したモデルの精緻化を行い、教師と友人への学業的援助要請間で動機づけ要因からの影響プロセスを比較検討する。

第 1 節 教師と友人への学業的援助要請と学習方略の関連【研究 1】

問題と目的

【研究 1】では、本研究の第 1 の目的である教師と友人に対して行われる学業的援助要請の質的側面について比較検討する。特に、他の学習方略との関連及び学習過程におけるつまずきの頻度との関連から検討する。

教室の中で生起する学業的援助要請のほとんどは教師か友人のどちらかに対して行われるものであるが、この両者に対する学業的援助要請はいくつかの点でお互いに異なる特徴を持つことが明らかにされている(Newman & Goldin, 1990 ; Newman & Schwager, 1993)。例えば、Newman & Schwager(1993)は、教師に対して学業的援助要請を行う者は能力が高いと評価される傾向にあるが、友人に対して学業的援助要請を行う者は能力が低いと評価される傾向にあることを明らかにしている。こうした研究結果は、両者に対する学業的援助要請が質的に異なる特徴を持つことを予想させる。

第 1 章で既に述べたように、学業的援助要請は依存的で非適応的な依存的援助要請と自律的で適応的な適応的援助要請の相反する 2 つの行為に概念化できる。こうした概念の違いは学業的援助要請の質の違いとして捉えることができる(Butler, 1998)が、もし、教師と友人に対して行われる学業的援助要請のそれぞれが適応的援助要請か依存的援助要請かで質的に異なる特徴を持つのであれば、それらを同次元のものとして捉え比較検討することには問題があると思われる(Nadler, 1998 ; 中谷, 1998)。

しかし、援助要請対象者の違いが学業的援助要請の生起に及ぼす影響を質問紙法や面接法により検討した従来の研究(Newman & Goldin, 1990 ; Newman & Schwager, 1993)では、援助要請対象者の違いにより行われる学業的援助要請の質がどのように異なるかという点についての検討が不足していた。そのため、教師への学業的援助要請と友人への学業的援助要請について、その質的側面に違いがみられるかどうかを検討することが必要である。

生起する学業的援助要請が適応的援助要請と依存的援助要請のどちらの特徴を示すかということについては、学業的援助要請と自己制御学習における他の学習方略との関連を検討することが有益である。Newman(1990, 1991)は、学業的援助要請を自己制御学習における学習方略として位置づけているが、これはNewman(1990, 1991)が学業的援助要請を適応的援助要請として位置づけていることによる。そのため、学業的援助要請がNewman(1990, 1991)の指摘するように生徒の自己制御学習における有効な学習方略として位置づくならば、学業的援助要請を行う学習者は他の学習方略も同様に多く使用する傾向にあることが予想され、このことは行われる学業的援助要請が適応的援助要請の特徴を持つことも同時に意味する。

この一方で、学習方略を使用しない生徒ほど学業場面でつまづくことが多く、解決手段として学業的援助要請を使用することも考えられる (Karabenick & Knapp, 1991)。この場合、学業的援助要請は、基本的に他の学習方略とは異なる特徴を持つと考えられるため、依存的援助要請に位置づけられるといえる。

学業的援助要請と他の学習方略の関連に関する研究としては、我が国において、中谷(1998)が教師と友人への学業的援助要請傾向と Zimmerman & Martinez-Pons(1986)の学習方略カテゴリーに基づいた学習行動傾向との関連を検討している。その中で中谷(1998)はNewman(1990, 1991)と同様、学業的援助要請が学習者の学習過程において有効な学習方略になるという適応的援助要請の位置づけのもとで学習行動と教師及び友人への学業的援助要請の関連を検討した。しかし、Newman(1990, 1991)の指摘に反し、学業的援助要請と学習行動の間には有意な相関をみいだすことができなかった。さらに、学習行動と学業成績の間には有意な正の関係をみいだしたものの、学業的援助要請と学業成績の関連についても有意な相関をみいだすことができなかった。この結果は学業的援助要請が有効な学習方略に位置づくとする従来の指摘に疑問を示すものである。

しかし、中谷(1998)の研究には、彼自身も指摘するように学業的援助要請の

測定について過去 2 週間の期間に行った学業的援助要請に限定して尋ねているといった問題点がある。従って、学業的援助要請と学習方略の関連については再検討の余地が残されていると思われる。

以上の議論より、【研究1】では教師と友人への学業的援助要請と他の学習方略の使用傾向の関連に加え、学業場面におけるつまずきの程度との関連も併せて検討することにより教師と友人への学業的援助要請の質的特徴の検討を行う。

方 法

調査対象者

広島県下の国立 A 中学校の 1, 2 年生の生徒 139 名(男子 67 名, 女子 72 名)と公立 B 中学校の 1, 2 年生の生徒 134 名(男子 63 名, 女子 71 名)の計 273 名 (男子 130 名, 女子 143 名)の生徒であった。

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

学業的援助要請 教師と友人にどのくらいわからない問題を尋ねているかについて、「いつもする」から「ぜんぜんしない」までの 6 件法で回答を求めた。

学習方略 伊藤(1996), Karabenick & Knapp (1991), 佐藤(1998) を参考に 20 項目からなる尺度を作成し、それらの学習方略を使用することが自分にどれほどあてはまるかについて「とてもあてはまる」から「全くあてはまらない」までの 5 件法で回答を求めた。

学習場面におけるつまずきの頻度 学業場面において自分の力だけではわからない、解けない問題に出会うことがどのくらいあるかについて、「いつもある」から「ぜんぜんない」までの 6 件法で回答を求めた。

結 果

まず、教師と友人への学業的援助要請の生起頻度の差異を検討するために、「いつもする」を 6 点、「ぜんぜんしない」を 1 点と得点化し、 t 検定による平均値の比較を行った。分析には統計パッケージ SPSS ver.11 を使用した。その結果、友人への学業的援助要請の得点($M=4.40$)の方が教師への学業的援助要請の得点($M=3.05$)よりも有意に高かった($t(272)=13.36$, $p<.001$)。また、両者の相関係数(Pearson の積率相関係数)を算出した結果、やや低い有意な正の相関($r=.284$)がみられた。

次に、学習方略の構造を明らかにするために、学習方略尺度の 20 項目について主因子法による因子分析を行った。分析には統計パッケージ SPSS ver.11 を使用した。先行研究(Karabenick & Knapp, 1991)に従い、直交回転(Varimax 回転)により解を求めた。ガットマン基準に基づき固有値 1 を基準に因子数を決定した結果、5 因子が得られた。因子分析の結果と各項目の平均値、標準偏差を Table 1 に示す。

第 1 因子は、「私は、授業中、教科書を読んでいるとき、何のことが書かれているのかしっかりと考えます」、「私は、たとえわからなくても先生の言っていることをいつも理解しようとしています」など、伊藤(1996)の「一般的な認知(理解・想起)方略」に含まれる項目が多かった。従って、この因子を一般的認知方略とした。第 2 因子は、「私は、勉強するときは、自分の立てた計画に沿って行います」、「私は、勉強するときは、最初に計画を立ててから行います」など、学習を計画的に行うことに関連した学習方略の項目より構成されていることからプランニング方略とした。第 3 因子は、「私は、勉強をするとき、習ったことを思い出せるように、もう一度ノートをまとめ直します」、「私はわかりやすいように、それぞれに習ったことの大事なところをまとめます」など、学習内容の重要な箇所をまとめたり、整理したりする学習方略の項目より構成されていることからまとめ方略とした。第 4 因子は、「私は勉強するための場所が決まっています」、「私は、だいたい、静かで集中できそうなところを勉

Table 1 学習方略尺度の因子分析結果と基本統計量

項目 番号	項目内容	I	II	III	IV	V	平均値	標準偏差
13	私は、授業中、教科書を読んでいるとき、何のことが書かれているのかしっかり考えます	.757	.164	-.159	.086	-.106	3.68	1.35
3	私は、たとえわからなくても先生の言っていることをいつも理解しようとします	.731	-.043	.049	-.001	-.134	4.11	1.20
11	私は、勉強内容を読むとき、覚えられるように、繰り返し心の中で考えます	.604	-.059	.078	-.183	.224	3.74	1.39
12	私は、勉強するとき、1度中断して、調べたり、見直したりします	.600	.087	.053	-.061	.010	3.69	1.49
16	私は、勉強をするときは、先生の言ったことを思い出すようにしています	.522	-.077	.006	.054	.105	3.55	1.38
4	私は、理解するのが難しいような言葉は、自分の言葉に置きかえます	.489	.179	-.023	-.120	.049	3.70	1.30
1	私は、テストのための勉強をするとき、教科書や本を調べて、てがかりを集めようとします	.452	-.093	.356	.007	-.116	4.07	1.30
9	私は、勉強する内容が退屈で、おもしろくなくても、終わりまでやり続けます	.388	-.093	.261	.075	.035	3.61	1.35
17	私は、新しいことを勉強するとき、勉強していることと、自分がすでに知っていることを関連づけようとします	.315	.106	-.176	.279	.231	3.59	1.34
5	私は、勉強するときは、自分の立てた計画に沿って行います	.045	.794	.164	-.093	-.006	2.97	1.30
14	私は、勉強するときは、最初に計画を立ててから行います	.000	.686	.019	.117	-.016	2.93	1.58
7	私は、勉強をするとき、習ったことを思い出せるように、もう一度ノートをまとめ直します	-.148	.213	.610	-.003	.071	2.96	1.48
10	私は、わかりやすいように、それぞれ習ったことの大事なところをまとめます	.037	.213	.600	.042	.003	3.57	1.34
20	勉強していて大事なところには線を引いたり、印をつけます	.278	-.033	.446	.125	-.071	4.99	1.38
2	私は、勉強で大切なところは、繰り返し声に出して覚えます	.181	-.152	.300	-.006	.221	3.50	1.52
8	私は、勉強するための場所が決まっています	-.076	-.039	.095	.759	-.073	4.42	1.56
19	私は、だいたい、静かで集中できそうなところを勉強する場所にしてます	-.009	.088	.036	.403	.235	3.90	1.56
18	私は、本を読むとき、自分が内容をどのくらい理解しているかを判断するために、読む早さを調節します	-.039	-.042	.040	.037	.663	3.06	1.64
6	私は、勉強するとき、問題を解くのに時間を計ります	.006	.228	.002	-.099	.309	2.00	1.31

勉強する場所にしています」など、勉強する場所を自己管理する学習方略の項目より構成されていることから場所管理方略とした。第5因子は、「私は、本を読むとき、自分が内容をどのくらい理解しているかを判断するために、読む早さを調節します」など、学習の時間を調整する学習方略の項目より構成されていることから時間管理方略とした。

次に、因子分析の結果明らかになった一般的認知方略、プランニング方略、まとめ方略、場所管理方略、時間管理方略の5つの学習方略とつまずきの頻度、教師と友人への学業的援助要請の相関係数（Pearsonの積率相関係数）を算出した。各変数間の相関係数をTable 2に示す。

Table 2 各変数間の相関係数 (Pearsonの積率相関係数)

	つまずき	学業的援助要請	
		教師	友人
つまずき	—	.028	.175 **
一般的認知方略	-.166 **	.301 **	.227 **
プランニング方略	-.098	.149 *	.148 *
まとめ方略	-.172 **	.248 **	.201 **
場所管理方略	-.157 **	.112	.033
時間管理方略	.055	.156 **	-.014

注. * $p < .05$, ** $p < .01$

学業的援助要請と学習方略の関連については、教師への学業的援助要請と一般的認知方略、プランニング方略、まとめ方略、時間管理方略との間にいずれも有意な正の相関がみられた(それぞれ、 $r=.301$, $r=.149$, $r=.248$, $r=.156$)。また、友人への学業的援助要請と一般的認知方略、プランニング方略、まとめ方略との間にいずれも有意な正の相関がみられた(それぞれ、 $r=.227$, $r=.148$, $r=.201$)。

学習過程におけるつまずきと学習方略の関連については、一般的認知方略、まとめ方略、場所管理方略との間にいずれも有意な負の相関がみられた(それぞれ、 $r=-.166$, $r=-.172$, $r=-.157$)。学習過程におけるつまずきと学業的援助要請との関連については、友人への学業的援助要請との間には有意な正の相関がみられた($r=.175$)が、学習過程におけるつまずきと教師への学業的援助要請との間には有意な相関はみられなかった。

考 察

【研究 1】では、本研究の第 1 の目的である教師と友人に対して行われる学業的援助要請の質的側面の比較検討について、特に、他の学習方略との関連及び学習過程におけるつまずきの頻度との関連から検討した。

まず、教師と友人への学業的援助要請について生起頻度の比較を行った結果、教師よりも友人に対してより多くの学業的援助要請が行われることが明らかになった。この結果は、学業的援助要請を行う相手として友人よりも教師が好まれ、友人よりも教師に対して学業的援助要請がより多く行われるという先行研究の結果(Newman & Goldin, 1990 ; Newman & Schwager, 1993)とは異なる。この原因については、先行研究ではより年少の児童を対象としているのに対し、本研究では中学生を対象としていることが考えられる。つまり、加齢に伴い、親や教師よりも友人に対してより多くのサポートを求めるようになる(Buhrmester & Furman, 1987 ; 渡辺・佐久間, 1998)ためであることが考えられる。

次に、両学業的援助要請間の相関については有意な正の相関が明らかにされ

たが、同じ学業的援助要請であることを考えると必ずしも高い値であるとはいえなかった。この結果は、教師に学業的援助要請を行っている者が必ずしも友人に対して学業的援助要請を行っているわけではない、またはその逆の可能性を示唆するものであり、両学業的援助要請には何らかの特徴的な差異があることを予想させる。

教師と友人への学業的援助要請と他の学習方略との関連については、両学業的援助要請と一般的認知方略、プランニング方略、まとめ方略の3つの学習方略との間に有意な正の相関がみられた。このことは、一般的認知方略、プランニング方略、まとめ方略の学習方略を使用する生徒ほど教師と友人の両者に対して学業的援助要請を行うことを示す。従って、教師と友人への学業的援助要請共に自己制御学習における有効な学習方略に位置づけられること、すなわち、適応的援助要請の特徴を持つことを明らかにしたといえる。教師への学業的援助要請のみ時間管理方略との間に有意な正の相関がみられたが、この結果については教師に対して学業的援助要請を行う時間は、友人に対して学業的援助要請を行う時間と比較して限定されているため、学習時間を管理する方略が適切に使用できる生徒ほど教師に対する学業的援助要請を行うことができるためであることが考えられる。先行研究(中谷, 1998)では、学業的援助要請と学習行動との間に有意な関連はみられていなかったが、【研究1】の結果は、Newman(1990, 1991)の位置づけに従い、両者に対する学業的援助要請が共に有効な学習方略に位置づく、すなわち適応的援助要請の特徴を示したといえる。

しかし、学習上のつまずきとの関連の結果は必ずしもこの見解を支持するものではなかった。つまり、学習過程においてつまずきの多い生徒ほど、一般的認知方略、まとめ方略、場所管理方略は使用しない傾向にあるが、友人への学業的援助要請は使用する傾向にあることが明らかになった。この結果は、学習方略を使用しない傾向にあるつまずきの多い生徒ほど友人への学業的援助要請については使用する傾向にあるといえる。このことは、教師への学業的援助要請にはみられない結果であったことから、教師と友人への学業的援助要請が互

いに異なる特徴を持っている可能性を示している。つまり、友人への学業的援助要請については、それが有効な学習方略として適応的援助要請に位置づけられる一方で他の学習方略を使用する傾向の低い生徒が安易に使用できる依存的学業的援助要請の側面を持つことも考えられる。

以上の結果をまとめると、一般的に教師への学業的援助要請についてはそれが有効な学習方略に位置づけられるため適応的援助要請の特徴を示すことが明らかになった。しかし、友人への学業的援助要請については、教師への学業的援助要請と同様に、それが有効な学習方略として適応的援助要請に位置づけられる一方で、依存的援助要請の特徴を持つことを示唆する結果も得られた。そのため、【研究 1】の結果だけからでは、特に友人への学業的援助要請が適応的援助要請の特徴と依存的援助要請の特徴のどちらを示すかを一概に結論づけることができなかった。従って、両者に対する学業的援助要請の質的側面の検討については、学習方略との関連からの検討だけではなく他の方法からの検討を行う必要がある。

また、【研究 1】では、先に教師よりも友人に対して学業的援助要請がより多く行われるという結果も明らかにされていた。この結果については教師と友人への学業的援助要請が質的に異なる可能性があることが示されたことから、生起頻度の違いについての詳細な考察を行うことはできなかった。そのため、生起頻度の違いについては、教師と友人への学業的援助要請の質的側面の違いを明確にした上で、再検討する必要があると思われる。

さらに、【研究 1】では、学業的援助要請を 1 項目のみでしか尋ねていないという方法論上の問題点も指摘される。学業的援助要請が行われる種々の状況の違いによっては、教師と友人のどちらに対してより学業的援助要請が行われるかの生起傾向やその質的側面についても違いがみられることが予想される。従って、学業的援助要請の測定については、それが行われる種々の状況の違いを考慮に入れたいくつかの項目を採用することにより妥当性の高い検討を行う

必要性が考えられた。

第2節 教師と友人への学業的援助要請と援助要請理由の関連【研究2】

問題と目的

【研究2】では、【研究1】に引き続き本研究の第1の目的である教師と友人に対して行われる学業的援助要請の質的側面について比較検討する。特に、両学業的援助要請と援助要請理由との関連から検討する。

【研究1】では、学習過程においてつまずきの多い生徒ほど他の学習方略を使用しないが、友人への学業的援助要請は多く行うことが明らかにされた。この結果は教師への学業的援助要請にはみられない結果であったことから、教師と友人への学業的援助要請にはその質的側面において違いがあることが考えられた。しかし、その一方で両学業的援助要請ともに学習方略との間に有意な正の相関があることも明らかになった。そのため、特に友人への学業的援助要請については、それが適応的援助要請と依存的援助要請のどちらの特徴を示すかの詳細については明らかにすることができなかった。

第1章で既に述べたように、学業的援助要請は、(1)学習者が一人で課題を解決しようとししばらく努力した後起こり、(2)直接的な答えではなく間接的なヒントや助言を求め、(3)後の独力での課題解決を促す、などの特徴を示す適応的援助要請と、(1)一人で解決する努力をしない場合や、援助の必要性が低い場合など、学業的援助要請を行う前に、真に困難な状態を経験しておらず、(2)間接的なヒントや助言ではなく直接的な答えを求め、(3)後の独力での問題解決を促さない、などの特徴を示す依存的援助要請の質の異なる2つ行為に概念化できる。

こうした質の異なる2つの学業的援助要請が生起する背景について、Butler(1998)は学業的援助要請を行う目的である援助要請理由がそれぞれ異なることを指摘している。つまり、学習者にとって学業的援助要請を行う理由が「問題を詳しく理解したいから」など自律的な理由の場合は適応的援助要請が行われるが、「問題を解く努力をするのがいやだから」など依存的な理由の場合

合は依存的援助要請が行われるのである。

Butler(1998)の指摘を参考にすると、教師と友人への学業的援助要請が適応的援助要請と依存的援助要請のどちらの特徴を示すかについては、それぞれについて援助要請理由との関連を検討することが有効であると考えられる。すなわち、教師と友人への学業的援助要請のそれぞれが「問題を詳しく理解したいから」など自律的理由と「問題を解く努力をするのがいやだから」など依存的理由のいずれの援助要請理由との間に関連を示すかを明らかにすることにより、その質的側面の特徴が明らかになると思われる。

それでは、援助要請対象者が教師か友人かの違いにより学業的援助要請の質的側面が異なると考えられる原因は何であろうか。【研究 2】ではその一つの原因として、学業的援助要請に対する教師からの承認の認知の役割を予想する。学業的援助要請に対する教師からの奨励や承認の有無は学業的援助要請を促進または抑制させる要因の一つである(Newman & Schwager, 1993)が、教師が学業的援助要請を奨励、承認するか否かは学業的援助要請の質の違いにより異なるといえる。すなわち、教師はヒントを求めるなど適応的援助要請についてはそれを奨励する(中谷, 1998)が、直接的な答えを求めるなど依存的援助要請についてはそれを承認しない(Newman & Schwager, 1993)。このことは学業的援助要請を行う生徒自身も理解していることが考えられ、さらに、教師が学業的援助要請を承認しているか否かは主観的に認知される(Newman & Schwager, 1993)ことから、生徒の援助要請理由の違いにより教師の学業的援助要請に対する承認の認知傾向も異なることが考えられる。すなわち、学業的援助要請を行う理由として自律的理由を挙げる生徒は、教師が学業的援助要請を承認していると認知する傾向にあるため、それを行うが、一方、依存的理由を挙げる生徒は、教師が学業的援助要請を承認しないと認知する傾向にあるためそれを行わないことが予想される。また、こうした傾向は、直接、教師に学業的援助要請を行う場合に特に顕著になることが考えられる。

【研究 1】では、教師よりも友人に対してより多く学業的援助要請が行われるという生起頻度にも違いがみられることも明らかになっていた。しかし、【研究 1】では、学業的援助要請を 1 項目のみから測定していたため、尺度の妥当性に問題があった。学業的援助要請が行われる種々の状況の違いによっては、両学業的援助要請の生起頻度が異なる可能性も考えられる。また、学業的援助要請が行われる種々の状況の違いにより、教師と友人への学業的援助要請を比較した結果が異なる可能性があるのは、生起頻度の違いだけではなく、先述した質的側面の検討についても当てはまることである。そのため、教師と友人への学業的援助要請の生起頻度と質的側面の比較検討を行う際は、学業的援助要請が行われる種々の状況の違いを区別できる尺度を使用し、より妥当性の高い測定を行う必要がある。

【研究 2】の主な目的は、教師と友人の両者に対して行われる学業的援助要請の特徴的差異、特に質的側面の差異について、【研究 1】よりもさらに詳細に検討することである。具体的に、【研究 2】では以下の 3 つの目的について検討する。第 1 の目的は、教師と友人への学業的援助要請の測定について、学業的援助要請の内容や行われる状況を区別した Newman(1990)の尺度(MLCQ ; Mathematics Learning in the Classroom Questionnaire)を使用して、教師と友人への学業的援助要請の生起頻度を比較検討し、【研究 1】の結果を再検討することである。第 2 の目的は、学業的援助要請を行う理由(援助要請理由)と教師及び友人への学業的援助要請の関連を検討することにより、両者が一般的に適応的援助要請と依存的援助要請のどちらの特徴を示すかについて検討することである。第 3 の目的は、教師に対して行われる学業的援助要請と友人に対して行われる学業的援助要請の質が異なる原因について、学業的援助要請に対する教師からの承認の認知の役割を検討することである。

方 法

調査対象者

広島県下の公立 C 中学校の 1, 2, 3 年生の生徒 490 名 (男子 250 名, 女子 240 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

学業的援助要請 MLCQ(Mathematics Learning in the Classroom Questionnaire : Newman, 1990 ; Newman & Schwager, 1993)を参考に作成した 22 項目(教師と友人への学業的援助要請にそれぞれ 11 項目ずつ)の尺度を使用した。それぞれの項目について、「とてもする」から「ぜんぜんしない」までの 5 件法で回答を求めた。

援助要請理由 Butler(1998)を参考に、架空の登場人物が学業的援助要請を行った理由について尋ねる尺度を作成した。作成した 7 項目について「そうだと思う」から「ちがうと思う」までの 5 件法でそれぞれ回答を求めた。

学業的援助要請に対する教師からの承認の認知 教師は生徒が教師と友人のそれぞれに対して学業的援助要請を行うことをどれほど許していると思う(許容)か、またどれほど好んでいると思うか(好み)を、「とてもあてはまる」から「ぜんぜんあてはまらない」までの 5 件法でそれぞれ回答を求めた。

結 果

教師と友人への学業的援助要請の生起頻度の比較検討

まず、【研究 2】の第 1 の目的である教師と友人への学業的援助要請の生起頻度の比較について検討を行った。

学業的援助要請尺度の各 11 項目について主因子法による因子分析を行った。分析には統計パッケージ SPSS ver.11 を使用した。先行研究(Newman, 1990)に

基づき直交回転(Varimax 回転)により解を求めた。ガットマン基準に基づき、固有値 1 を基準に因子数を決定した結果、教師への学業的援助要請では 2 因子が、友人への学業的援助要請では 1 因子がそれぞれ抽出された。この結果は、3 因子構造がみられた Newman(1990)の研究とは異なっていた。教師と友人への学業的援助要請では因子構造に違いがみられたが、教師への学業的援助要請で抽出された 2 因子間の相関関係が非常に高い($r=.635$)こと、全 11 項目を 1 つの尺度とする内的整合性が教師への学業的援助要請、友人への学業的援助要請ともに十分に高い(教師； $\alpha=.86$ ，友人； $\alpha=.85$)ことなどの理由から、両者の整合性のために、教師への学業的援助要請についても友人への学業的援助要請と同様に 1 因子構造として扱った。

生起頻度の比較を行うために「とてもする」を 5 点、「ぜんぜんしない」を 1 点と得点化した後、全 11 項目の合計値を学業的援助要請得点として、教師への学業的援助要請と友人への学業的援助要請で t 検定により平均値を比較した。分析には統計パッケージ SPSS ver.11 を使用した。その結果、友人への学業的援助要請($M=44.51$)の方が教師への学業的援助要請($M=39.43$)よりも有意に高いことが明らかになった($t(489)=9.86$, $p<.05$)。

両者の生起頻度の違いをさらに詳細に検討するために、項目別に t 検定による平均値の比較を行った。その結果、「先生(友人)が忙しそうにみえたとき」と「あなたが問題をわからなくて、まわりのみんなもわからないとき」を除く全ての項目で、友人への学業的援助要請の方が教師への学業的援助要請よりも有意に高いことが明らかになった。「先生(友人)が忙しそうにみえたとき」については教師への学業的援助要請と友人への学業的援助要請で有意な差がみられず、「あなたが問題をわからなくて、まわりのみんなもわからないとき」については教師への学業的援助要請の方が友人への学業的援助要請よりも有意に高いという他の項目とは逆の結果が得られた。教師と友人への学業的援助要請のそれぞれの基本統計量、 t 検定の結果を Table 3 に示す。

Table 3 教師と友人への学業的援助要請の基本統計量及びt検定の結果

項目 番号	項目内容	平均値		標準偏差		t 値
		教師	友人	教師	友人	
1	どのように問題を解いたらよいかわからなかったとき	3.51	3.89	1.24	1.06	5.56 ***
2	公式のように問題を解くのに覚えていなければならないことを忘れたとき	2.97	3.76	1.28	1.15	11.28 ***
3	問題は解いたけれども、書いた答えがあっているかどうかわからないとき	2.42	3.31	1.31	1.31	12.48 ***
4	前にならったことのない新しい内容の問題がわからないとき	3.54	3.73	1.34	1.24	2.71 **
5	前にならったところのある内容の問題がわからなかったとき	3.03	3.46	1.23	1.15	6.70 ***
6	先生(友人)が忙しそうにみえたとき	2.09	2.19	1.08	1.05	1.80 ns
7	先生が前にやり方を説明した問題がわからなくなったとき	2.94	3.42	1.22	1.15	7.17 ***
8	質問しないと悪い成績をとってしまうと思ったとき	3.17	3.42	1.39	1.35	3.85 ***
9	あなたが問題をわからなくて、まわりのみんなもわからないとき	3.63	2.76	1.34	1.33	10.81 ***
10	あなたが問題をわからないが、まわりのみんなにはわかっているとき	2.80	4.03	1.36	1.12	16.68 ***
11	他の誰かが先生(友人)質問しているのをみたとき	3.13	3.57	1.32	1.21	6.55 ***
	学業的援助要請得点(合計値)	39.43	44.51	10.48	9.70	9.86 ***

注 ** $p < .01$, *** $p < .001$

教師と友人への学業的援助要請の質的差異の検討

次に、【研究 2】の第 2 の目的である教師と友人への学業的援助要請の質的側面における差異を明らかにすることについて、両学業的援助要請と援助要請理由の関連から検討した。

まず、教師への学業的援助要請と友人への学業的援助要請の関連を検討するために相関係数(Pearson の積率相関係数)を算出した。分析には統計パッケージ SPSS ver.11 を使用した。その結果、低い有意な正の相関($r=.158$)がみられた。両者の関連をさらに詳細に検討するために、各項目ごとに同様の相関係数を算出した。その結果、「質問しないと悪い成績を取ってしまうと思ったとき」で中程度に高い有意な正の相関($r=.419$)がみられ、その他の項目では低いかやや低い有意な正の相関($r=.121 \sim r=.295$)がみられた。学業的援助要請尺度の各項目における教師と友人への学業的援助要請間の相関係数を Table 4 に示す。

Table 4 学業的援助要請尺度の各項目における教師と友人への学業的援助要請間の相関係数(Pearsonの積率相関係数)

項目番号	項目内容	相関係数
1	どのように問題を解いたらよいかわからなかったとき	.158 ***
2	公式のように問題を解くのに覚えていなければならないことを忘れたとき	.183 ***
3	問題は解いたけれども、書いた答えがあっているかどうかわからないとき	.270 ***
4	前にならったことのない新しい内容の問題がわからないとき	.268 ***
5	前にならったところのある内容の問題がわからなかったとき	.280 ***
6	先生(友人)が忙しそうにみえたとき	.275 ***
7	先生が前にやり方を説明した問題がわからなくなったとき	.240 ***
8	質問しないと悪い成績をとってしまうと思ったとき	.419 ***
9	あなたが問題をわからなくて、まわりのみんなもわからないとき	.121 **
10	あなたが問題をわからないが、まわりのみんなにはわかっているとき	.143 **
11	他の誰かが先生(友人)に質問しているのをみたとき	.295 ***
	学業的援助要請得点(合計値)	.158 ***

注. ** $p < .01$, *** $p < .001$

援助要請理由尺度については、妥当性の確認を行うために、7項目について主因子法による因子分析を行った。分析には統計パッケージ SPSS ver.11 を使用した。先行研究(Newman, 1990)に基づき斜交回転(Promax 回転)により解を求め、ガットマン基準に基づき、固有値 1 を基準に因子数を決定した。その結果、「次の問題の解き方を知りたいから」が.100 以下という極端に低い共通性を示した。そのため、この項目を除外した 6 項目について、同様の因子分析を再び行った。その結果、予想通り、自律的理由(「その問題をもっと詳しくわかりたいから」、「その問題の解き方に興味があるから」と依存的理由(「早くその問題を終わらせたいから」、「わからなくても書いていないところに全部答えを書きたいから」、「助けをもらった方が、自分で考えるよりも簡単だから」、「自分の力で努力をするのがいやだから」)の 2 因子が抽出された。

援助要請理由尺度の因子分析結果と基本統計量及び α 係数を Table 5 に示す。

Table 5 援助要請理由の因子分析結果と基本統計量及び α 係数

項目 番号	項目内容	I	II	平均値	標準偏差
8	助けをもらった方が、自分で考えるよりも簡単だから	.742	.030	2.50	1.30
10	自分で考える努力をするのが嫌だから	.588	-.126	1.81	1.02
6	わからなくて書いていないところにも全部答えを書きたいから	.514	.142	2.89	1.36
1	早くその問題を終わらせたいから	.507	-.027	2.48	1.40
5	その問題をもっと詳しくわかりたいから	.042	.736	3.79	1.28
7	その問題の解き方に興味があるから	.101	.588	2.86	1.21
α 係数		.661	.580		

注. I 依存的理由, II 自律的理由

各因子に含まれる項目の平均値を算出し、因子得点とした。 t 検定により両者の平均値の差を検討した結果、自律的理由 ($M=3.32$) の方が依存的理由 ($M=2.57$) よりも有意に高かった ($t(489)=11.48, p<.001$)。また、両者の相関は、やや低い有意な負の相関 ($r=-.231$) を示した。

自律的理由及び依存的理由と教師と友人への学業的援助要請の関連を検討するために相関係数 (Pearson の積率相関係数) を算出した。その結果、自律的理由については、教師への学業的援助要請との間には有意な正の相関 ($r=.102$) がみられたものの友人への学業的援助要請との間には有意な相関関係はみられなかった。一方、依存的理由については、友人への学業的援助要請との間には有意な正の相関 ($r=.121$) がみられたものの教師への学業的援助要請との間には有意な相関関係はみられなかった。

また、援助要請理由と学業的援助要請の関連をさらに詳細に検討するために

学業的援助要請の項目別に相関係数を算出した。その結果、自律的理由については、教師への学業的援助要請で、「どのように問題を解いたらよいかわからなかったとき」($r=.114$)、「先生が前にやり方を説明した問題がわからなくなったとき」($r=.099$)、「あなたが問題をわからなくて、まわりのみんなもわからないとき」($r=.094$)、「あなたは問題をわからないが、まわりのみんなにはわかっているとき」($r=.142$)の 4 項目との間に有意な正の相関がみられた。一方、友人への学業的援助要請で、「問題は解いたけれども、書いた答えがあっているかどうかわからないとき」($r=-.188$)との間に有意な負の相関がみられた。「前にならったことのない新しい内容の問題がわからないとき」については、教師への学業的援助要請、友人への学業的援助要請ともにそれらの間に有意な正の相関(教師； $r=.099$ ，友人； $r=.102$)がみられた。次に、依存的理由については、友人への学業的援助要請で、「友人が忙しそうにみえたとき」($r=.140$)、「あなたが問題をわからなくて、まわりのみんなにもわからないとき」($r=.101$)、「他の誰かが友人に質問しているのをみたとき」($r=.082$)の 3 項目との間に有意な正の相関がみられた。一方、教師への学業的援助要請で、「どのように問題を解いたらよいかわからなかったとき」($r=-.155$)、「前にならったことのない新しい内容の問題がわからないとき」($r=-.116$)の 2 項目との間に有意な負の相関がみられた。「問題は解いたけれども、書いた答えがあっているかどうかわからないとき」(教師； $r=.124$ ，友人； $r=.191$)、「質問しないと悪い成績をとってしまうと思ったとき」(教師； $r=.143$ ，友人； $r=.176$)の 2 項目については、教師への学業的援助要請、友人への学業的援助要請ともにそれらの間に有意な正の相関がみられた。教師と友人への学業的援助要請と援助要請理由の相関係数を Table 6 に示す。

Table 6 教師と友人への学業的援助要請と援助要請理由の相関係数(Pearsonの積率相関係数)

項目 番号	項目内容	適応的理由		依存的理由	
		教師	友人	教師	友人
1	どのように問題を解いたらよいかわからなかったとき	.114 **	.055	-.115 **	.005
2	公式のように問題を解くのに覚えていなければならないことを忘れたとき	.016	.018	-.013	.039
3	問題は解いたけれども、書いた答えがあっているかどうかわからないとき	-.005	-.188 **	.124 **	.191 **
4	前にならったことのない新しい内容の問題がわからないとき	.099 *	.102 *	-.116 **	-.056
5	前にならったところのある内容の問題がわからなかったとき	.060	.046	-.035	.021
6	先生(友人)が忙しそうにみえたとき	.053	-.027	-.031	.140 **
7	先生が前にやり方を説明した問題がわからなくなったとき	.099 *	.045	-.043	-.019
8	質問しないと悪い成績をとってしまうと思ったとき	-.026	-.025	.143 **	.176 **
9	あなたが問題をわからなくて、まわりのみんなもわからないとき	.094 *	-.008	-.070	.101 *
10	あなたが問題をわからないが、まわりのみんなにはわかっているとき	.142 **	.028	-.056	-.046
11	他の誰かが先生(友人)に質問しているのをみたとき	.030	-.046	-.010	.082 *
	学業的援助要請得点(合計値)	.102 *	-.004	-.017	.121 **

注. * $p < .05$, ** $p < .01$

援助要請理由と学業的援助要請の関連に果たす学業的援助要請に対する教師からの承認の認知の役割についての検討

最後に，【研究 2】の第 3 の目的である援助要請理由と学業的援助要請の関連に果たす教師からの承認の役割を検討した。

まず，学業的援助要請に対する教師の承認(許容，好み)の認知と援助要請理由及び教師と友人への学業的援助要請の間の相関係数(Pearson の積率相関係数)を算出した。その結果，教師及び友人への学業的援助要請と教師からの許容の認知(教師； $r=.254$ ，友人； $r=.078$)との間，教師及び友人への学業的援助要請と教師からの好みの認知(教師； $r=.168$ ，友人； $r=.096$)との間には，いずれの変数間にも有意な正の相関がみられた。援助要請理由と教師からの承認の認知との関連については，自律的理由と友人への学業的援助要請に対する教師からの許容の認知($r=.093$)と好みの認知($r=.076$)との間にそれぞれ有意な正の相関がみられた。また，依存的理由と教師への学業的援助要請に対する教師からの許容の認知との間に有意な負の相関がみられた($r=-.097$)。各変数間の相関係数を Table 7 に示す。

Table 7 教師と友人への学業的援助要請に対する教師からの承認と学業的援助要請及び援助要請理由の相関係数(Pearsonの積率相関係数)

	教師への学業的援助要請		友人への学業的援助要請要請	
	許容	好み	許容	好み
学業的援助要請	.254 **	.168 **	.078 *	.096 *
自律的理由	.033	.029	.093 *	.076 *
依存的理由	-.097 *	-.015	.027	.059

注. * $p < .05$, ** $p < .01$

相関係数の結果と「学業的援助要請を行う理由として自律的理由を挙げる生徒は、教師が学業的援助要請を承認していると認知する傾向にあるため、学業的援助要請を行わないが、一方、依存的理由を挙げる生徒は、教師が学業的援助要請を承認しないと認知する傾向にあるためそれを行わないだろう」という仮説をもとに、援助要請理由と学業的援助要請の間に教師からの承認の認知を媒介としたモデルを、教師と友人への学業的援助要請別に構築した。さらに、構築したモデルをパス解析により検討した。パス解析には、統計パッケージ Amos ver.4 を使用した。モデルの説明力を表す適合度指標(*GFI*)は、教師への学業的援助要請で.956、友人への学業的援助要請で.896 であり、修正適合度指標(*AGFI*)は、教師への学業的援助要請で.896、友人への学業的援助要請で.761 であった。従って、教師への学業的援助要請、友人への学業的援助要請共に、モデルがデータに対して十分に適合していることが示された。教師への学業的援助要請のモデルを Figure 3 に、友人への学業的援助要請のモデルを Figure 4 に示す。

教師への学業的援助要請では、依存的理由から教師からの許容の認知に有意な負のパスがみられ($\beta = -.097$)、さらに、教師からの許容の認知から教師への学業的援助要請に有意な正のパスがみられた($\beta = .223$)。一方、自律的理由から直接教師への学業的援助要請に有意な正のパスがみられた($\beta = .092$)。

友人への学業的援助要請では、自律的理由から教師からの許容の認知に有意な正のパスがみられた($\beta = .093$)が、教師からの許容の認知から友人への学業的援助要請に有意なパスはみられなかった。一方、依存的理由からは、直接、友人への学業的援助要請に有意な正のパスがみられた($\beta = .116$)。

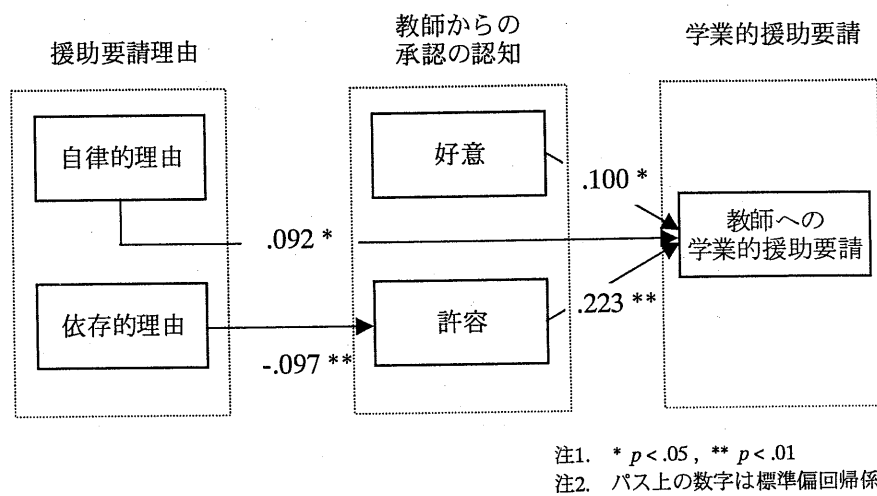


Figure 3 援助要請理由が教師の承認を媒介として教師への学業的援助要請に影響するプロセス

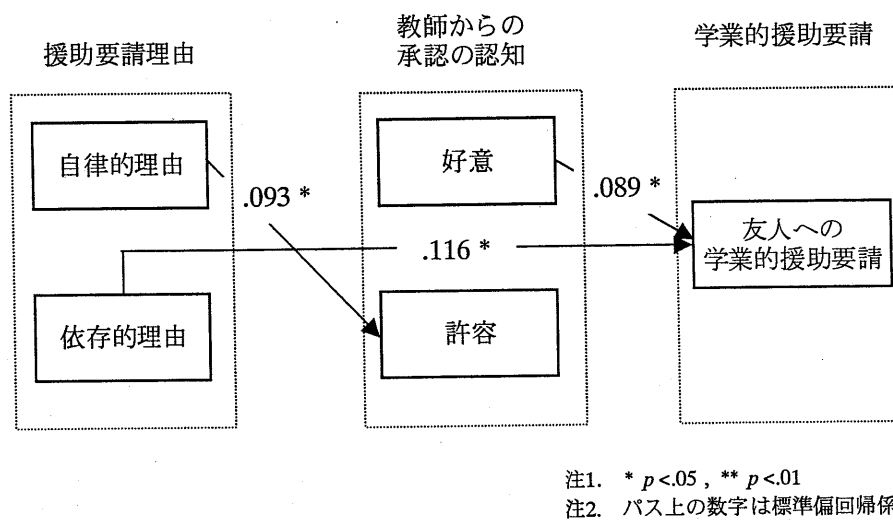


Figure 4 援助要請理由が教師の承認を媒介として友人への学業的援助要請に影響するプロセス

考 察

【研究 2】では【研究 1】に引き続き、本研究の第 1 の目的である教師と友人に対して行われる学業的援助要請の質的側面について比較検討した。そのために、以下の 3 つの目的について検討を行った。(1)教師と友人への学業的援助要請の測定について、学業的援助要請の内容や行われる状況を区別した尺度を用いて両者の生起頻度を比較検討する。(2)学業的援助要請を行う理由である援助要請理由と教師及び友人への学業的援助要請との関連を検討することにより、両者が適応的援助要請と依存的援助要請のどちらの特徴を示すか、その質的側面の違いについて明らかにする。(3)援助要請対象者が教師か友人かの違いにより生起する学業的援助要請の質が異なる原因について、学業的援助要請に対する教師からの承認の認知の役割を検討する。

まず、第 1 の目的である教師への学業的援助要請と友人への学業的援助要請の生起頻度の比較については、【研究 1】の結果と同様、友人への学業的援助要請の方が教師への学業的援助要請よりも有意に多く行われることが明らかになった。

しかし、項目別の検討では、「あなたが問題をわからなくて、まわりのみんなにもわからないとき」と「教師(友人)が忙しそうにみえたとき」の 2 項目においてのみ結果が異なっていた。「あなたが問題をわからなくて、まわりのみんなにもわからないとき」については、教師への学業的援助要請の方が友人への学業的援助要請よりも有意に多く行われるという結果が明らかになった。この結果は、まわりのみんながわからないのだから援助を求める相手である友人もわからないはずと解釈し、援助の有効性の観点から回答したためであることが考えられる。また、「教師(友人)が忙しそうにみえたとき」については、教師への学業的援助要請と友人への学業的援助要請で有意な差がみられなかった。この結果は、両学業的援助要請に共通して、この項目が他の項目と比べて最も低い値を示していることから、相手が忙しいと認知したときには援助要請対象者が教師か友人かの違いにかかわらず、相手に対して申し訳な

いという心理的負債感(相川・吉森, 1995)や罪悪感などの影響により全般的に学業的援助要請が生起する傾向が低いためであることが考えられる。

いずれにしても、この2項目以外の9項目で、友人への学業的援助要請の方が教師への学業的援助要請よりも有意に多く行われるという一致した結果が得られたことは、教師よりも友人に対してより多くの学業的援助要請を行うという【研究1】の見解が妥当であることを示したといえる。

次に、第2の目的である教師と友人への学業的援助要請の質的側面の違いについての検討では、まず、教師への学業的援助要請と友人への学業的援助要請間の相関関係を検討した。その結果、有意ではあるものの低い正の相関がみられ、項目別の検討においてもほとんどの項目で低い相関しかみられなかった。この結果は、教師に対して学業的援助要請を行う傾向にある生徒が必ずしも友人に対して学業的援助要請を行う傾向にあるわけではないこと、また、その逆の可能性を示し、両学業的援助要請の質的側面の違いを示唆するものである。

次に、教師と友人への学業的援助要請が適応的援助要請と依存的援助要請のどちらの特徴を示すかを明らかにするために、両学業的援助要請と援助要請理由の関連を検討した。その結果、教師と友人への学業的援助要請では関連する援助要請理由に違いがあることが明らかになった。つまり、自律的理由は教師への学業的援助要請との間に有意な正の相関を示したが、友人への学業的援助要請との間には有意な相関を示さなかった。一方、依存的理由は、友人への学業的援助要請との間には有意な正の相関を示したが、教師への学業的援助要請との間には有意な相関を示さなかった。これらの結果は、教師への学業的援助要請が自律的理由から行われる傾向にあること、つまり、適応的援助要請の特徴を持つことを示し、一方で、友人への学業的援助要請は依存的理由から行われる傾向にあること、つまり、依存的援助要請の特徴を持つことを示す。

しかし、学業的援助要請の項目別に援助要請理由との関連を検討した結果、必ずしもこの結果に従わない項目もみられた。「前にならったことのない新しい内容の問題がわからないとき」については、教師だけではなく友人への学業

的援助要請についても自律的理由との間に有意な正の相関がみられた。この結果については、前に習ったことのないところについて学習するという行為自体が熟達志向型の問題解決である(Newman & Goldin, 1990)ことから、援助要請対象者が教師か友人かに関係なく自律的理由と関連したことが考えられる。また、「問題は解いたけれども、書いた答えがあっているかどうかわからないとき」と「質問しないと悪い成績をとってしまうと思ったとき」については、友人だけではなく教師への学業的援助要請についても依存的理由との間に有意な正の相関がみられた。この結果については、両項目が消極的な学業的援助要請の内容を示す項目であることから、教師か友人に関係なく依存的理由との間に関連があったと思われる。このように、項目によっては援助要請理由と両学業的援助要請の間に違いがみられないものもあったが、その他の項目では、およそ、教師への学業的援助要請と自律的理由の間に正、依存的理由との間に負の相関がみられる一方で、友人への学業的援助要請と自律的理由の間には負、依存的理由との間に正の相関がみられるという傾向が明らかになった。これらの結果は、援助要請対象者が教師か友人かの違いにより学業的援助要請の質的側面が異なること、すなわち、一般的に教師への学業的援助要請は適応的援助要請の特徴を示すが、友人への学業的援助要請は依存的援助要請の特徴を示すことを明らかにしたといえる。

最後に第3の目的である援助要請理由と学業的援助要請の関連に果たす学業的援助要請に対する教師からの承認の役割の検討では、依存的理由が教師からの許容の認知を媒介して、教師への学業的援助要請に負の影響を与えることが明らかになった。つまり、依存的理由から学業的援助要請を行う生徒は、教師が学業的援助要請を行うことを許さないだろうと認知するために、教師への学業的援助要請を行わないことが明らかになった。それ以外では、自律的理由は教師への学業的援助要請に直接正の影響を与え、依存的理由は直接友人への学業的援助要請に影響するという相関係数の結果と同様の結果が得られた。この結果は、教師への学業的援助要請が自律的理由から行われる傾向にある

こと、つまり、適応的援助要請の特徴を持つ一方で、友人への学業的援助要請は依存的理由から行われる傾向にあること、つまり、依存的援助要請の特徴を持つという先に検討した相関関係の結果からの見解を支持した。

さらに、学業的援助要請に対する教師からの承認の認知は、好意と許容ともに教師への学業的援助要請に比較的強い影響を与えていた。この結果から、教師に対して学業的援助要請を行うかどうかについては、日頃、教師が生徒の学業的援助要請についてどのような態度をもっているか、つまり、それを奨励しているか、禁止しているかによる影響が大きいといえる。一方、友人への学業的援助要請については、教師からの承認の認知が教師に対して行う場合ほど学業的援助要請に強い影響を与えてはおらず、また、依存的理由も教師からの承認の認知に影響を及ぼしてはいなかった。これらの結果からは、友人に学業的援助要請を行う場合は、教師がそれを承認するかどうかはあまり関係ないために、友人に対して依存的援助要請を行いやすいことが考えられる。また、友人への学業的援助要請では、自律的理由が教師からの許容の認知に正の影響を与えるという結果も明らかになったが、この結果については、自律的理由から学業的援助要請を行う生徒が、友人に対して学業的な援助を求めることを教師が許していると認知する傾向にあることを示したと思われる。

【研究 2】で明らかになった結果をまとめる。【研究 2】では、教師と友人への学業的援助要請の生起頻度と質的側面の比較について、【研究 1】よりもさらに詳細な検討を行った。生起頻度については、学業的援助要請の種々の状況を区別した尺度を用いたが、ほとんどの項目内容において、教師よりも友人に対して学業的援助要請を行うことが明らかになった。この結果は、【研究 1】の結果を支持するものであった。質的側面の比較については、学業的援助要請を行う理由として自律的理由は教師への学業的援助要請と関連し、依存的理由は友人への学業的援助要請と関連することが明らかになった。自律的理由は適応的援助要請と結びつき、依存的理由は依存的援助要請と結びつくという Butler(1998)の指摘から解釈すると、これらの結果は、一般的に教師への学業

的援助要請は適応的援助要請の傾向にあり，友人への学業的援助要請は依存的援助要請の傾向にあることを示すものであるといえる。また，援助要請対象者の違いにより，行われる学業的援助要請の質的側面が異なる原因として，本研究では教師からの承認の認知を予想し，検討した。その結果，依存的理由は教師からの許容の認知を媒介して教師への学業的援助要請に間接的に負の影響を与えていた。この結果より依存的理由から学業的援助要請を行う生徒は教師が学業的援助要請を行うことを許さないと認知する傾向にあるため，教師に対する学業的援助要請を行わないことが明らかにされた。

第3節 教師と友人への学業的援助要請に対する抑制態度の検討【研究3】

問題と目的

【研究3】では、本研究の第2の目的である学業的援助要請に対する能力感への脅威以外の抑制態度を解明し、援助要請対象者が教師と友人の場合でその保持傾向が異なるかどうかについて検討する。

第1章で既に述べたように、学業的援助要請に対する信念や態度などの認知的要因が学業的援助要請の重要な規定因になることはこれまでいくつかの研究が指摘してきた(Newman, 1990 ; Newman & Goldin, 1990 ; Ryan & Pintrich, 1997)。Newman (1990) は学業的援助要請の規定因として、社会心理学分野における援助要請研究で中心的に検討されてきた能力感への脅威を中心とする潜在的コストの認知に注目した。すなわち、Newman(1990)は学業的援助要請についても他の援助要請と同様にそれを行う際に、他者から能力が低いと思われるといった能力感への脅威を伴うと考え、そうした学業的援助要請に対する脅威の認知を学業的援助要請へのネガティブな態度として位置づけたのである。こうした学業的援助要請に対するネガティブな態度が学業的援助要請に及ぼす影響について、Newman(1990)は、エレメンタリースクールの3年生(平均9歳)、5年生(平均11.1歳)、7年生(平均13.1歳)で検討し、7年生においてのみ学業的援助要請に対するネガティブな態度が学業的援助要請を抑制する要因となることを明らかにした。

その後の研究で、Ryan & Pintrich(1997)は、Newman(1990)よりもさらに年長である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)を対象としてNewman(1990)と同様のモデルを検討した。Ryan & Pintrich(1997)は学業的援助要請に対する脅威の態度について、脅威の根源を教師と友人に区別した検討を行ったが、その両方が学業的援助要請を抑制させるというNewman(1990)の研究と同様の結果を明らかにした。

Newman(1990)やRyan & Pintrich(1997)をはじめ学業的援助要請に対する抑制

態度について検討した従来の研究では、特に青年期に近づくにつれて「わからないところを尋ねると、能力がないと思われるかもしれない」のような他者評価による自己の能力感への脅威が学業的援助要請に対する抑制態度となりうるという一致した見解のもと、そうした脅威の態度が学業的援助要請に及ぼす影響を中心に研究が進められてきた。

しかし、従来の社会心理学分野における援助要請研究では、援助要請に伴う心理的コストは他者評価による能力感への脅威だけではなく、相手に対する申し訳なさや自己達成の放棄などいくつかの心理的側面を含むことが指摘されている(相川, 1989)。

援助者に対する申し訳なさについて、島田・高木(1994)は「相手に負担をかける」、「援助者が忙しそう」など援助者への遠慮が援助要請意図を抑制させる規定因になることを明らかにしている。島田・高木(1994)が扱った援助要請場面は「路上で書類を落とし散乱させた」というものであるため学業的援助要請とは異なるが、要請相手への遠慮が学業的援助要請の抑制態度となりうることは十分に考えられる。

また、自己達成の放棄については Butler(1998)が詳細な研究を行っている。Butler(1998)は、自己達成への放棄に関連した回避理由として自律性(autonomy)(例、自分の力だけで問題を解決したいから)の概念に焦点を当て、それまでの研究で自律性と他者評価による能力感への脅威が概念的に混同されていたという問題点から、これらを明確に区別する必要性を指摘している。自律性に関しては、Butler(1998)以降も Ryan, Pintrich, & Midgley(2001)が能力感への脅威とは異なる概念であるとするいくつかの見解をまとめている。Butler(1998)の研究結果や Ryan, Pintrich, & Midgley(2001)の見解を考慮に入れると、少なくとも自律性に関してはこれを学業的援助要請への抑制態度として位置づけることができると思われる。

以上述べたように、学業的援助要請に対する抑制態度については、従来の研究で扱われていた能力感への脅威を中心とした抑制態度以外にも援助要請対象

者への遠慮や自律性などいくつかの抑制態度が存在することが予想される。

さらに、学業的援助要請に対する抑制態度の保持傾向は、援助要請対象者の違いにより異なることがこれまで指摘されている。これまで中心的に検討されてきた能力感への脅威については、友人に対して学業的援助要請を行う場合の方が教師に対して学業的援助要請を行う場合より高いことが Newman & Goldin(1990)によって明らかにされている。この結果について Newman & Goldin(1990)は、自分と類似した他者に援助を求める方が自分の能力の無さがいっそう意識、露呈されることになるという社会的比較理論(Festinger, 1954)に基づく解釈をしている。援助要請対象者の違いによる抑制態度の保持傾向の差異は、社会的比較理論の解釈からも予想されるように、生徒にとっての教師と友人との間の役割関係や立場が異なるためであると考えられる。こうした役割関係や立場の違いは、能力感への脅威だけに影響を及ぼすのではなく学業的援助要請に対する他の抑制態度についても影響を及ぼすことが考えられる。そのため、他の抑制態度についても教師への学業的援助要請と友人への学業的援助要請で違いがみられるかどうかについて検討する必要がある。

以上の議論より【研究 3】では、まず予備調査を行い学業的援助要請に対する種々の抑制態度を収集する。その後、学業的援助要請に対する抑制態度の構造化を行い、明らかになった各抑制態度について教師と友人への学業的援助要請で比較検討する。

予備調査

予備調査の目的は、学業的援助要請に対する種々の抑制態度を収集することであった。

予備調査の調査対象者は、広島県下の国立 H 大学の大学生 273 名(男子 130 名、女子 143 名)であった。

調査は、中学生の時に、教師、または友人に、わからないところを尋ねなかったり、質問しなかった理由を回想してもらい、それぞれ自由記述形式で回答

を求めた。調査対象者を中学生ではなく大学生とした理由は、本調査の回答形式が自由記述によるものであったため、メタ認知能力の高さや自己の内的状態の報告の正確さを重視したことによる。

結果は、教師への学業的援助要請で延べ 603 項目、友人への学業的援助要請で延べ 570 項目が得られた。得られた結果は、2 名の評定者により、いくつかの項目にまとめられた。2 名の評定者の一致率は、教師への学業的援助要請で 88.58%、友人への学業的援助要請で 89.67%であった。一致しないものについては、第 3 の評定者を含めての合議により、どちらに含まれるかを決定した。また、この過程で学業的援助要請を行わない理由として適当でない内容や学業的援助要請の態度として適当でない内容(例、したくなかったから、なんとなく)は除外した。こうして最終的にまとめられた 45 項目を学業的援助要請への抑制態度の項目として採用した。

方 法

調査対象者

広島県下の国立 D 中学校の 1, 2 年生の生徒 109 名(男子 52 名, 女子 57 名)と公立 E 中学校の 1, 2 年生の生徒 224 名(男子 111 名, 女子 113 名)の計 333 名 (男子 163 名, 女子 170 名)の生徒であった。

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

学業的援助要請に対する抑制態度 予備調査により得られた 45 項目を使用した。自分の力だけでは解けない問題について教師または友人に質問するときどのような気持ちになるか、また、質問することに対してどのように考えているかを 45 項目のそれぞれについて、「とてもあてはまる」から「全くあてはまらない」までの 5 件法で回答を求めた。

援助要請対象者の違い 援助要請対象者の違いについては、2種類の質問紙を用い、教師への学業的援助要請群と友人への学業的援助要請群を設定した。教師への学業的援助要請群に169名(男子81名、女子88名)、友人への学業的援助要請群に164名(男子82名、女子82名)を配置した。配置の際は、学校、学年、クラス、性が2群間で均等になるようマッチングした。

結 果

学業的援助要請に対する抑制態度の45項目のうち6項目については有効回答数が少なかったため、これらを削除した39項目を分析対象とした。39項目に対して、教師への学業的援助要請群、友人への学業的援助要請群別に主因子法による因子分析を行った。因子間にはある程度の相関が予想されたため斜交回転(Promax回転)により解を求めた。分析には統計パッケージSPSS ver.11を使用した。分析の結果、両群ともにほぼ同じ因子構造になった。そのため、これらを合わせて同様の分析を再び行った。ガットマン基準に基づき固有値1で因子数を決定した結果、5因子が抽出された。因子負荷量が.400以下であった9項目を除外し、それぞれに含まれる項目の内容から因子名を決定した。

第1因子は、「先生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」、「周りの友達は私のことを馬鹿にするのではないかと思います」など、特に自己の能力感に対する他者評価からの脅威に関する項目が中心の因子であることから「能力感への脅威」とした。この抑制態度はRyan & Pintrich(1997)が設定した脅威の抑制態度とほぼ同じ内容のものであるといえる。しかし、【研究3】では彼らが扱った教師からの脅威と友人からの脅威を区別した因子が得られなかった。従って、ここでは誰からの脅威かといった脅威の根源の区別は行わず、1つの態度変数として扱った。第2因子は、「質問することは私にとってとても緊張することです」、「質問することはとても勇気のいることです」など、対人関係における内気、引っ込み思案といった内的な状態に関する項目が中心の因子であることから「シャイネス」とした。第3因子は、「質問する

ときは申し訳ないといった気持ちになります」,「質問すると相手の邪魔をすることになると思います」など,学業的援助要請を行うことに対して遠慮する項目を中心とした因子であることから「遠慮」とした。第4因子は,「今までにわからなかったことがわかるようになると思います」,「勉強するよい助けになります」など,援助の有効性の認知にあたる内容の項目が中心であった。これらの項目はもともと援助が役に立たないという無効性を反映した抑制態度の項目であったが,教育的配慮により逆転項目として扱ったため「無効感」とした。第5因子は,「質問するより,自分の力だけで問題を解きたいです」,「自分の力だけで問題を解いた方がきっと満足します」など,他人に頼らずに自分の力だけで解決することに価値をおくことに関連する項目を中心とした因子であった。この抑制態度は Butler(1998)のいう自律性による回避理由に関連した態度であるため「自律性」とした。因子分析の結果,基本統計量,下位尺度ごとの α 係数を Table 8 に示す。

これらの抑制態度間の関連を明らかにするために,教師への学業的援助要請群と友人への学業的援助要請群別にそれぞれ相関係数(Pearson の積率相関係数)を算出した。その結果,両群共に遠慮と無効感,自律性と無効感以外の全ての抑制態度間に有意な正の相関が確認された。相関係数の結果を Table 9 に示す。

Table 8 学業的援助要請に対する抑制態度の因子分析結果と各項目の基本統計量及び α 係数

項目 番号	項目内容	I	II	III	IV	V	平均値	標準偏 差
18	先生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	.911	-.153	.010	-.031	-.102	1.71	1.06
23	先生は私のことを見下すのではないかと不安になります	.861	-.093	-.075	-.044	.121	1.88	1.07
10	先生は私のことを馬鹿にするのではないかと思います	.849	-.006	-.012	.027	-.210	1.74	0.96
38	先生は私のことを怠け者であると思うかもしれません	.759	-.019	.060	-.016	-.044	2.07	1.13
26	周りの友達は私のことを怠け者であると思うかもしれません	.745	-.022	.157	.044	-.169	1.87	1.08
45	周りの友達に頭が悪いと思われると思います	.741	.012	.125	.000	-.126	1.74	1.00
42	先生に怒られると思います	.723	-.003	-.252	-.020	.062	1.97	1.11
19	質問しても、結局わかるようにはならないような気がします	.661	-.205	-.078	.206	.020	2.12	1.20
15	周りの友達は私のことを馬鹿にするのではないかと思います	.633	.127	.034	.009	-.037	1.78	1.01
29	先生にどのように思われているのか心配です	.542	.223	-.050	-.162	.201	2.50	1.29
25	先生（友達）は教えてくれないのではないかと、不安になります	.465	.296	-.159	-.049	.090	1.83	1.10
27	先生に自分一人の力で問題が解けないことを知られたくありません	.463	.034	.046	-.017	.280	2.41	1.23
8	質問することはとても緊張することです	-.130	.985	-.093	-.002	-.124	2.63	1.30
40	質問することはとても勇気のいることです	-.046	.846	.002	-.039	.011	2.35	1.29
4	質問するタイミングがなかなかつかめません	-.240	.774	-.002	.049	.047	2.07	1.19
9	周りの友達の目が気になります	.152	.703	-.001	.014	-.106	2.25	1.28
41	目立つので恥ずかしいです	.246	.695	-.076	-.006	-.060	2.12	1.22
2	気軽に声がかけられないと思います	.110	.466	.044	.262	-.089	1.88	1.13
34	申し訳ないといった気持ちになります	-.173	-.330	.845	-.103	.095	2.51	1.19
31	質問すると邪魔をすることになります	.048	-.135	.823	.070	-.047	2.47	1.26
7	迷惑がかかると思います	.198	.016	.650	.027	-.162	2.51	1.28
36	遠慮します	-.046	.293	.402	-.037	.171	2.58	1.22
39	今までにわからなかったことがわかるようになりますと思います*	.145	.051	-.086	.684	-.029	2.11	1.03
32	勉強するよい助けになります*	.002	-.003	-.062	.675	.128	2.11	1.05
13	勉強ができるようになります*	-.066	.017	.084	.603	.044	2.92	1.16
6	授業がおもしろくなります*	.011	.061	.053	.588	-.114	2.92	1.16
1	質問するより、自分の力だけで問題を解きたいです	-.275	-.067	-.057	.153	.576	3.82	1.22
16	自分の力だけで問題を解いた方がきつと満足します	-.091	-.097	.037	.017	.573	3.33	1.22
30	質問すると悔しい気持ちになります	.268	-.007	.058	-.017	.553	2.41	1.25
35	質問して問題を解いても、解いたことにならないと思います	.160	.002	-.024	.061	.479	2.02	1.14
α 係数		.92	.87	.80	.75	.66		

注 *は逆転項目を示す

Table9 学業的援助要請に対する各抑制態度間の相関係数（Pearsonの積率相関係数）

要請対象者	能力感	シャイネス	遠慮	無効感
<教師>				
能力感				
シャイネス	.507**			
遠慮	.771**	.559**		
無効感	.202**	.169*	.133	
自律性	.343**	.159*	.331**	.117
<友人>				
能力感				
シャイネス	.649**			
遠慮	.384**	.414**		
無効感	.264**	.180*	-.078	
自律性	.392**	.411**	.330**	.148

注1. * $p < .05$, ** $p < .01$

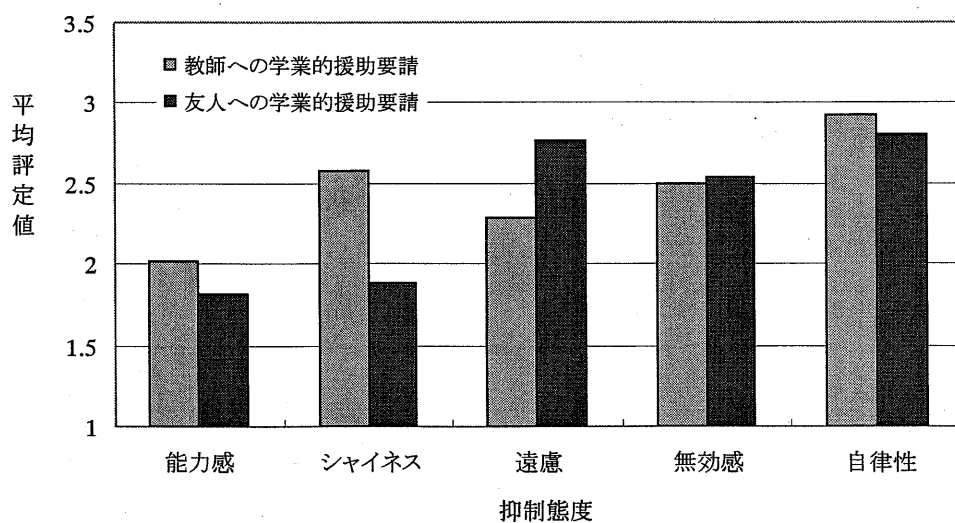
注2. 「能力感への脅威」は「能力感」に省略

教師と友人への学業的援助要請別の各抑制態度の平均値を比較するために、まずそれぞれの抑制態度に含まれる項目の平均値を因子得点とし、各抑制態度ごとに教師と友人への学業的援助要請間で t 検定により比較した。その結果、能力感への脅威とシャイネスについては、友人よりも教師への学業的援助要請で有意に高かった（能力感への脅威； $t(331)=2.23$, $p<.05$, シャイネス； $t(331)=6.95$, $p<.001$ ）。一方、遠慮については教師よりも友人への学業的援助要請で有意に高かった（ $t(331)=4.68$, $p<.001$ ）。教師と友人への学業的援助要請に対する各抑制態度の基本統計量及び t 検定の結果を Table 10 に、教師と友人への学業的援助要請に対する各抑制態度の平均値のグラフを Figure 5 に示す。

Table 10 教師と友人への学業的援助要請に対する抑制態度の基本統計量及び t 検定の結果

抑制態度	平均値		標準偏差		t 値
	教師	友人	教師	友人	
能力感への脅威	2.01	1.81	.80	.78	2.23 *
シャイネス	2.58	1.88	.93	.90	6.95 ****
遠慮	2.28	2.76	.92	.97	4.68 ****
無効感	2.50	2.54	.77	.90	.41 ns
自律性	2.93	2.81	.85	.75	1.39 ns

注. * $p < .05$, ** $p < .01$



注. 「能力感への脅威」は「能力感」に省略

Figure 5 学業的援助要請に対する抑制態度の平均評定値

考 察

【研究 3】では、本研究の第 2 の目的である学業的援助要請に対する能力感への脅威以外の抑制態度を解明し、援助要請対象者が教師と友人の場合でその保持傾向が異なるかどうかについて検討した。

予備調査により収集された学業的援助要請に対する抑制態度の 45 項目について因子分析を行った結果、5つの抑制態度の存在が明らかになった。

能力感への脅威については、Newman(1990)と Ryan & Pintrich(1997)が扱った抑制態度とほぼ同じ内容であるといえる。【研究 3】では、友人への学業的援助要請よりも教師への学業的援助要請で能力感への脅威が高くなるという結果が得られた。この結果は、「教師よりも自分と類似した友人に対して学業的援助要請を行うときの方が、自分の能力のなさがより露呈されたり、意識されたりしやすいために能力感への脅威が高くなる」という社会的比較からの解釈に基づく先行研究(Newman & Goldin, 1990)の結果とは異なる。このことについては、【研究 3】で扱った能力感への脅威が、援助要請対象者だけではなく周囲の友人からの脅威も含んでいたことが原因として考えられる。つまり、教師への学業的援助要請の方が友人への学業的援助要請よりもそれを行うことが他の友人の目に付きやすいため自己の能力の無さが露呈されやすいと考えられる。また、友人は社会的比較の対象となる一方で、教師と比べるとより親密な他者であることも考えられる。西川(1998)は、一度か二度援助を要請したところで相手からの評価が変わることのないほど親密な関係になる二人の間では、より援助要請が促進されるとを指摘している。本研究では「友人」という言葉を用いたため、質問紙に回答する際、生徒にとってより親密な間柄にあるクラスメートが想定されたことが考えられる。そのため、生徒にとってより親密な関係にある友人よりも、権威者、評価者である教師に対する要請の方が、能力感への脅威の態度を保持する傾向が高いという結果が得られたのではないだろうか。

無効感の態度については、学業的援助要請を有効な学習方略として認知して

いないことを示す態度であり、Ryan & Pintrich(1997)が学業的援助要請の促進的態度として位置づけた利益の認知と対照的な態度であるといえる。また、この無効感の態度については、教師と友人への学業的援助要請間で有意な差がみられなかった。この結果は、友人からの援助よりも教師からの援助の方がより学習に役に立つと認知されるという先行研究(Newman & Goldin, 1990)の結果とは異なる。このことについては、2つの理由が考えられる。まず1つ目の理由は、Newman & Goldin(1990)の研究が児童期にあたる小学生を対象としているのに対し、【研究3】では青年期前期にあたる中学生を対象としているということである。学年があがるにつれて他者に学業的な援助を提供したり、助言する能力も高くなることが考えられるため、小学生よりも中学生で友人からの援助も教師からの援助と同様に有効であると認知するようになるのかもしれない。2つ目の理由は、【研究3】で尋ねた援助の無効感が援助そのものの有効性の低さに加え、たとえ援助をもらったとしてもわかるようにはならないという無気力を反映した項目であったかもしれないということである。援助の有効性については、援助そのものが役に立つかどうかと、自分が援助を役立てることができるかという2側面があると考えられるため、これらを区別した項目を用いることが今後は必要になるだろう。

シャイネスについては、学業的援助要請を積極的な対人行動とする広い枠組みでの態度であるといえる。また、能力感への脅威との間に高い相関が示されたことから明らかなように、教師や友人から自分がどのように思われているかを気にするという他者からの評価懸念という点で能力感への脅威と類似した内容であると考えられる。さらに、援助要請対象者の違いによる比較の結果についても、能力感への脅威と同様に友人に対して援助を求める場合よりも教師に対して援助を求める場合で有意に高くなることが明らかになった。この結果については、能力感への脅威と同じように、教師と友人ではどれぐらい親密な関係かが異なるという親密性の違いや、友人よりも教師に対して行う学業的援助要請の方がより他者の目につきやすい公共性の違いという点で、友人よりも

教師に対して学業的援助要請を行う場合に、恥ずかしさを感じる程度がより高くなるためであることが考えられる。

遠慮の態度については、これまでの学業的援助要請研究ではほとんど扱われていなかった。しかしながら、社会心理学分野における援助要請研究では遠慮に関連した状況認知要因が援助要請意図の規定因となることが明らかになっている(島田・高木, 1994)。そのため、学業的援助要請についても他の援助要請と同様に他者への遠慮に関連した抑制態度の存在を確認できたといえる。さらに、遠慮については特に教師に対する学業的援助要請において、能力感への脅威との間に非常に高い正の相関があることが明らかになった。この結果は、教師に対する遠慮が生徒にとって権威者である教師からどのように思われるかという評価に対する不安という点で共通しているためであると思われる。しかし、能力感への脅威が友人よりも教師への学業的援助要請で有意に高いという結果に対して、遠慮の態度は、教師よりも友人に対する学業的援助要請で有意に高いという能力感への脅威やシャイネスとは逆の結果が得られた。この結果については、役割認知との関連が考えられる。つまり、生徒に学習内容を伝達、指導する役割である教師は本来援助を要請してしかるべき相手でもある(Nelson-Le Gall & Gumerman, 1984)。一方、友人との役割関係は本来互惠的なものであることが考えられる。従って、教師よりも友人に対して要請するときの方が、「援助者に対して返礼する義務のある状態」である心理的負債感(相川・吉森, 1995)のような感情を生み出しやすいのかもしれない。

自律性については、Butler(1998)の指摘に従い、能力感への脅威の態度と区別した因子として抽出された。この結果は、能力感への脅威と自律性を概念的に区別する必要性を示したと思われる。

以上のように、【研究 3】では、学業的援助要請への抑制態度として従来主に焦点が当てられていた能力感への脅威以外に、シャイネス、無効感、遠慮、自律性の 4 つの抑制態度の存在が明らかにされ、そのうち能力感への脅威、シャイネス、遠慮の 3 つの抑制態度については、援助要請対象者が教師か友人か

の違いにより保持傾向が異なることが明らかになった。

第 4 節 コンピテンスの認知と達成目標志向性が教師と友人への学業的援助要請の三形態に影響を及ぼすプロセスの検証【研究 4】

問題と目的

【研究 4】では、本研究の第 3 の目的である動機づけ要因から抑制態度を媒介として学業的援助要請に影響を及ぼすプロセスを教師と友人への学業的援助要請で比較検討する。

第 1 章で既に述べたように、学習者の動機づけ要因と抑制態度が学業的援助要請に及ぼす影響を一連のプロセスにより明らかにした Newman(1990)や Ryan & Pintrich(1997)の研究では、援助要請対象者の違い、特に友人への学業的援助要請を考慮に入れていないという問題点があった。教室場面において教師と同様に生起頻度が高く、近年、その重要性が注目されている友人への学業的援助要請の生起メカニズムを明らかにするためにも、教師と友人への学業的援助要請の影響プロセスを比較検討することが重要である。

しかし、こうした検討を行う前に明らかにしておかなければならないこととして、第 1 章では 2 つの検討課題を指摘した。1 つ目の検討課題は教師への学業的援助要請と友人への学業的援助要請が質的に異なるかどうかの検討であり、2 つ目の検討課題は Newman(1990)や Ryan & Pintrich(1997)が扱った「他者から能力が低いと思われるかもしれない」のような脅威以外の抑制態度を明らかにすることであった。この 2 つの検討課題について、前者は【研究 1】と【研究 2】で、後者は【研究 3】で検討した。

【研究 1】、【研究 2】、【研究 3】のそれぞれの研究で明らかになった結果は、Newman(1990)と Ryan & Pintrich(1997)が提唱したモデルを学業的援助要請の質的側面と抑制態度の 2 点について精緻化した上で、教師と友人への学業的援助要請で比較検討しなければならない必要性を示すものである。以下では、学業的援助要請の質的側面と抑制態度の 2 点について Newman(1990)と

Ryan & Pintrich(1997)のモデルを精緻化する必要性の詳細について、先行して行った【研究 1】、【研究 2】、【研究 3】の 3 つの研究の結果を踏まえて論じる。

学業的援助要請の質的側面について精緻化する必要性

【研究 1】と【研究 2】では、教師と友人への学業的援助要請の質的側面について違いがみられるかどうかについて検討した。その結果、一般的な傾向として、教師への学業的援助要請は適応的援助要請の特徴を、友人への学業的援助要請は依存的援助要請の特徴をそれぞれ示し、両者の質的側面には違いがあることが明らかになった。こうした質の違いは、動機づけからの影響プロセスを教師と友人への学業的援助要請間で単純に比較することに問題があることを示すと思われる。なぜなら、教師と友人に対して行われる学業的援助要請の質がそもそも異なるのであれば、両者の影響プロセスの違いが、学業的援助要請の質の違いに起因する結果なのか、それとも、教師と友人という援助要請対象者の違いに起因する結果であるのかを結論づけることができないからである。従って、動機づけから教師と友人に対する学業的援助要請への影響プロセスを比較検討する場合には、教師と友人への学業的援助要請について適応的援助要請と依存的援助要請の概念的な違いを明確に区別し、それぞれについて比較検討する必要がある。

しかし、質問紙法により学業的援助要請の生起傾向を尋ねる方法を用いた従来の研究では、そもそもこうした学業的援助要請の質的側面の区別を考慮に入れた測定がほとんど行われていない。Newman(1990)の研究では、学業的援助要請の測定に【研究 2】で扱った尺度と同様、学業的援助要請の生起の有無しか測定できない一次元的な尺度を用いており、質的側面の違いによる概念的な区別を行っていない。一方、Ryan & Pintrich(1997)の研究では、適応的援助要請と援助要請回避については独立した変数として扱っているが、依存的援助要請については言及していない。そのため、Ryan & Pintrich(1997)の研究では、生徒の動機づけ要因や媒介する抑制態度が学業的援助要請の生起レベルに影響を及ぼすのか、または学業的援助要請の質的レベルに影響を及ぼすのかについ

て明らかにすることができない。そのため、Ryan & Pintrich(1997)が明らかにした適応的援助要請と援助要請回避への影響プロセスに加え、依存的援助要請への影響プロセスについても明らかにする必要がある。

学業的援助要請の質的側面の違いを明確に区別することは、影響プロセスを比較する場合だけではなく、生起頻度を比較する場合にも重要である。教師と友人に対する学業的援助要請の生起頻度の比較について、【研究 1】と【研究 2】では、教師よりも友人に対して学業的援助要請が多く行われることが明らかにされた。しかし、教師と友人に対する学業的援助要請が一般的に適応的援助要請と依存的援助要請で質的に異なる特徴を示すことが明らかになった以上、これを単純に比較検討することは、影響プロセスの検討と同様に結果の解釈において混乱を招くおそれがある(Nadler, 1998 ; 中谷, 1998)。そのため、生起頻度の比較についても学業的援助要請の質的側面を明確に区別した上で検討を行うことが必要であろう。

学業的援助要請に対する抑制態度を精緻化する必要性

【研究 3】では、学業的援助要請に対する抑制態度として、従来の研究で中心的に扱われてきた能力感への脅威に加え、シャイネス、無効感、遠慮、自律性の 5 つの抑制態度が明らかにされた。これらの抑制態度は、それぞれ異なる側面を持っていることが考えられる。例えば、能力感への脅威と自律性については、Butler(1998)が学業的援助要請を行わない理由として能力感への脅威と自律性のどちらをあげるかによって最終的に行われる学業的援助要請の要請形態(help-seeking style)が異なることを明らかにしている。具体的には、学業的援助要請を行わない理由として能力感への脅威をあげる生徒は最終的に友人やテキストの答えをカンニングするなど学業的援助要請を回避する傾向にあったが、自律性に関する理由をあげる生徒は最終的に彼らの自律性を支持するようなヒントの要請など自律的な学業的援助要請は行う傾向にあった。Butler(1998)が述べる学業的援助要請の要請形態の違いは、学業的援助要請の質的側面に言及するといえる。そのため、Butler(1998)の研究結果は、【研究 3】で明らかに

なった 5 つの抑制態度が質的に異なる学業的援助要請にそれぞれ異なる影響を及ぼすことを予想させる。例えば、能力感への脅威の態度は学業的援助要請の質の違い、すなわち、適応的援助要請か依存的援助要請かに関係なく援助要請回避に影響するが、自律性の態度は依存的援助要請を抑制する一方で、適応的援助要請に対してはむしろ促進的な役割を果たすかもしれない。

以上述べたことから、学業的援助要請の質的側面の精緻化を行うと同時に、【研究 3】で明らかになった 5 つの抑制態度についても、それらを Newman(1990), Ryan & Pintrich(1997)のモデルに組み込むことが必要である。また、【研究 3】で新たに明らかにされた 4 つの態度を媒介変数として位置づけることにより、従来明らかにされていない新たな影響プロセスの解明が期待される。

研究の目的

以上の議論より、生徒の動機づけ要因から学業的援助要請への影響プロセスを検討する際には、【研究 1】、【研究 2】の結果よりその必要性が指摘された学業的援助要請の質的側面の区別を行い、さらに【研究 3】で明らかにされた 5 つの抑制態度を媒介要因として位置づけることにより、Newman(1990)と Ryan & Pintrich(1997)が提唱したモデルを精緻化することが必要である。

学業的援助要請の質的側面の違いについては、先述したように Butler(1998)がそれらを要請形態の違いとして捉えている。つまり、答えよりもヒントを多く求めたり、生起までの時間が長い要請形態を自律的援助要請(autonomous help-seeking)、ヒントよりも答えを求めたり、生起時間までの時間が短い要請形態を遂行的援助要請(expedient help-seeking)、他者に援助を求めずにテキストの答えなどを見てごまかすことにより学業的援助要請を回避する要請形態をごまかしによる回避(avoidant cheating)という三つの要請形態を特定している。自律的援助要請は本研究の適応的援助要請に、遂行的援助要請は本研究の依存的援助要請に相当するものであると思われる。また、ごまかしによる回避は、Ryan & Pintrich(1997)の援助要請回避に近い概念である。Butler(1998)は実験場

面で生起する学業的援助要請がこれらのどの要請形態に属するかを分類するといった方法で検討しているが、三つの要請形態を区別して測定できる学業的援助要請尺度を作成することも可能であると思われる。従って、【研究 4】では、Butler(1998)に従い、学業的援助要請の質的側面の違いを要請形態の違いとして捉え、適応的援助要請、依存的援助要請、援助要請回避の三つの要請形態を下位尺度とする学業的援助要請尺度を作成することにより学業的援助要請を多次元的に測定することを試みる。

【研究 4】の目的は以下の 2 つである。まず、第 1 の目的は、適応的援助要請、依存的援助要請、援助要請回避の三つの要請形態を下位尺度とする学業的援助要請尺度を作成、使用し、各要請形態について教師と友人への学業的援助要請で比較検討することである。第 2 の目的は、生徒の動機づけ要因にあたるコンピテンスの認知と達成目標志向性が、【研究 3】で明らかにした 5 つの抑制態度を媒介して学業的援助要請の三つの要請形態に及ぼす影響プロセスについて、教師と友人への学業的援助要請で比較検討することである。

方 法

調査対象者

【研究 3】で調査対象とした広島県下の国立 D 中学校の 1, 2 年生の生徒 109 名(男子 52 名, 女子 57 名)と公立 E 中学校の 1, 2 年生の生徒 224 名(男子 111 名, 女子 113 名)の計 333 名 (男子 163 名, 女子 170 名)の生徒であった。

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

学業的援助要請 【研究 4】では、適応的援助要請、依存的援助要請、援助要請回避の 3 つの下位尺度より構成される合計 10 項目の尺度を作成した。適応的援助要請については、Butler(1998)の自律的援助要請, Ryan & Pintrich(1997)

の適応的援助要請を参考に 3 項目を作成した。依存的援助要請については、Butler(1998)の遂行的援助要請、Nadler(1998)の依存的援助要請を参考に 4 項目を作成した。援助要請回避は、Butler(1998)のごまかしによる回避、Ryan & Pintrich(1997)の援助要請回避を参考に 3 項目を作成した。10 項目のそれぞれに対して、項目内容が自分にどれほどあてはまるかについて、「とてもあてはまる」から「全くあてはまらない」までの 5 件法で回答を求めた。

コンピテンスの認知 Harter(1982)の Perceived Competence Scale for Children を基に、桜井(1983)が作成した「認知されたコンピテンス尺度(日本語版)」を使用した。この尺度は学習領域(cognitive competence)、社会領域(social competence)、運動領域(physical competence)、自己価値(general self-worth)の 4 つの下位尺度からなる。【研究 4】では、このうち学業コンピテンスとして学習領域の 7 項目、社会的コンピテンスとして社会領域の 8 項目を使用した。各項目内容が自分にどれほどあてはまるかについて、「はい」、「どちらかと言えればはい」、「どちらかと言えればいいえ」、「いいえ」の 4 件法で回答を求めた。

達成目標志向性 Ryan & Pintrich(1997)で扱われた達成目標志向性は従来の達成目標研究(Ames, 1992 ; Dweck, 1986 ; Nolen, 1988)で記述された概念に相当するものである。【研究 4】でもこれらの研究における概念的定義と先行研究(Newman, 1990 ; Ryan & Pintrich, 1997)で使用された項目を参考に達成目標志向性尺度を作成した。各項目数は、熟達目標志向 7 項目、遂行目標志向 7 項目の計 14 項目である。各項目内容が自分にどれほどあてはまるかについて、「とてもあてはまる」から「全くあてはまらない」までの 5 件法で回答を求めた。

学業的援助要請に対する抑制態度 【研究 3】で使用したデータを用いた。

援助要請対象者の違い 調査対象者を【研究 3】と同様に配置した。

結 果

学業的援助要請の三つの要請形態の生起傾向の比較

【研究 4】の第 1 の目的である学業的援助要請の三つの要請形態の生起傾向が教師と友人への学業的援助要請でどのように異なるかについて検討するために、まず、尺度の検討を行った。尺度の妥当性を確認するために、全 10 項目に対して主因子法による因子分析を、教師への学業的援助要請群と友人への学業的援助要請群のそれぞれに対して行った。分析には統計パッケージ SPSS ver.11 を使用した。直交回転(Varimax 回転)により解を求めた結果、予想通り、適応的援助要請、依存的援助要請、援助要請回避の 3 因子が両群共に明らかにされた。両群を併せて再び同様の分析を行った結果でも、同じく 3 因子が明らかにされた。そのため、この結果を最終的な解とした。各下位尺度の内的整合性の高さを確認するために、 α 係数を算出したところ、適応的援助要請で.63、依存的援助要請で.75、援助要請回避で.81 の値が得られた。因子分析の結果と下位尺度ごとの α 係数を Table 11 に示す。

次に、三つの要請形態の生起頻度の比較を行うために、各要請形態の平均値と標準偏差から標準得点(z 得点)を算出し、2 (援助要請対象者；教師、友人) \times 3 (要請形態；適応的援助要請、依存的援助要請、援助要請回避) の 2 要因分散分析を行った。分析には統計パッケージ ANOVA 4 を使用した。その結果、有意な交互作用が明らかになった($F(2,662)=4.85$, $p<.01$)。そこで、下位検定を行った。その結果、依存的援助要請については、教師への学業的援助要請よりも友人への学業的援助要請で有意に高いことが明らかになった($F(1,993)=3.97$, $p<.05$)。これに対し、援助要請回避については、友人への学業的援助要請よりも教師への学業的援助要請で有意に高いことが明らかになった($F(1,993)=6.49$, $p<.05$)。また、適応的援助要請については教師と友人への学業的援助要請間で有意な差がみられなかった。教師と友人への学業的援助要請別の標準得点の平均値と標準偏差を Table 12 に、グラフを Figure 6 に示す。

Table 11 学業的援助要請尺度の因子分析結果と α 係数

項目 番号	項目内容	I	II	III	α 係数
1	わからない問題にであったときにはすぐに先生 (友達) に答えを聞きます	.771	-.005	-.171	.75
5	自分でもう少し考えたらわかる問題でも, 先生 (友達) に質問します	.679	.107	.041	
7	わからない問題や内容にであったら, 自分でいろいろ調べる前に, 先生 (友達) に助けを求めます	.591	.131	-.086	
2	先生 (友達) に質問するとき, 問題を解くためのヒントよりは, 答えを聞きます	.555	.046	-.183	
8	自分の力で解決するのが難しい問題にであったとき, 先生 (友達) に質問しないで, 解くのをあきらめます	.163	.803	-.166	.82
6	問題を解くのに先生 (友達) の助けを必要とする場合でも, 質問しないで, その問題をそのままにしておきます	.170	.730	-.118	
10	授業の内容がわからないときでも, 先生 (友達) に質問しません	-.044	.715	-.252	
3	自分で考えて, どうしてもわからなかったときだけ, 先生 (友達) に質問します	-.030	-.243	.650	.63
9	私は先生 (友達) に質問するとき, その問題の答えではなく, 解くためのヒントを教えてください	-.231	-.042	.634	
4	教科書などを使って, 自分でいろいろ調べたあとで先生 (友達) に質問します	-.064	-.160	.452	

注. I 依存的援助要請, II 援助要請回避, III 適応的援助要請

Figure 12 各要請形態の平均評定値(z 得点)

要請形態	教師への学業的援助要請		友人への学業的援助要請	
	M	SD	M	SD
適応的援助要請	0.08	0.97	-0.08	1.03
依存的援助要請	-0.11	0.92	0.11	1.06
援助要請回避	0.14	1.01	-0.14	0.97

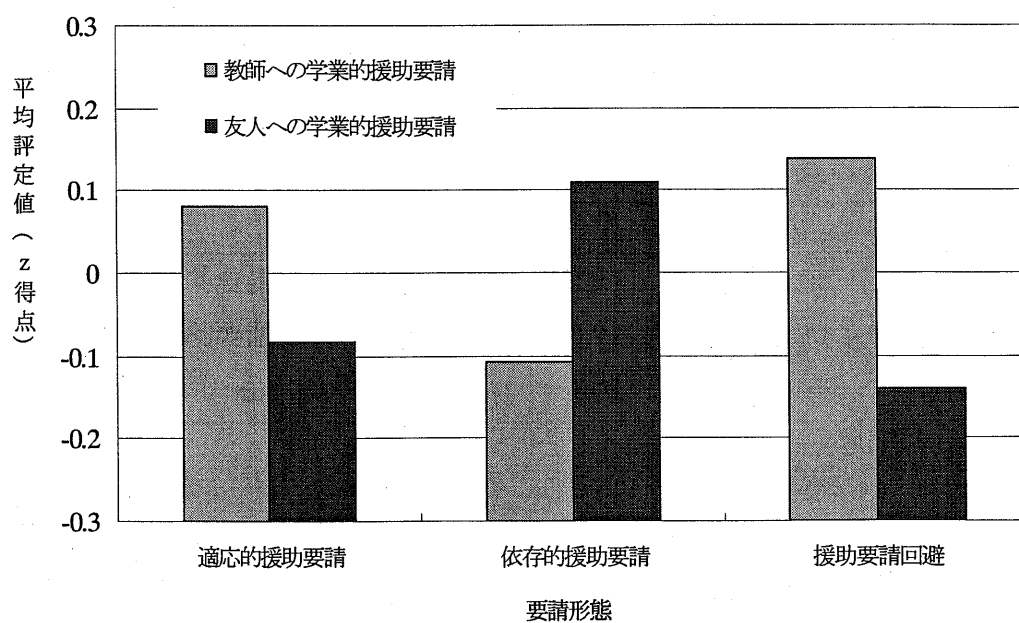


Figure 6 各要請形態の平均評定値 (z 得点)

コンピテンスの認知と達成目標志向性が学業的援助要請の三形態に影響を及ぼすプロセスの検証

【研究 4】の第 2 の目的であるコンピテンスの認知と達成目標志向性が【研究 3】で明らかにした 5 つの抑制態度を媒介して学業的援助要請の三つの要請形態に及ぼす影響プロセスを教師と友人への学業的援助要請で比較検討するために、まず、コンピテンスの認知と達成目標志向性の尺度の検討を行った。両尺度について、妥当性の確認を行うために、それぞれの項目に対して主因子法による因子分析を行った。コンピテンスの認知尺度については、因子間にある程度の相関関係が予想された(桜井, 1983)ため斜交回転(Promax 回転)により解を求めた。一方、達成目標志向性尺度については、熟達目標志向と遂行目標志向が相互に独立しているという先行研究(上淵, 1995)の指摘に基づき、直交回転(Varimax 回転)により解を求めた。分析には統計パッケージ SPSS ver.11 を使用した。分析の結果、予想通り、コンピテンスの認知については、学業コンピテンスと社会的コンピテンスの 2 因子が抽出され、達成目標志向性については熟達目標志向と遂行目標志向の 2 因子が抽出された。そのため、それぞれを下位尺度とし、内的整合性の高さを確認するため α 係数を算出した。その結果、学業コンピテンスで .82, 社会的コンピテンスで .81, 熟達目標志向で .77, 遂行目標志向で .82 の値が得られた。コンピテンスの認知尺度の因子分析結果と α 係数を Table 13 に、達成目標志向性尺度の因子分析結果と α 係数を Table 14 に示す。

教師への学業的援助要請群と友人への学業的援助要請群において各動機づけ要因の間に偏りがみられないことを確認するために、各下位尺度における両群の平均値を t 検定により比較した。分析には、統計パッケージ SPSS ver.11 を使用した。その結果、いずれにも有意差はみられず、コンピテンスの認知と達成目標志向性については両群間で偏りがみられないことが確認された。

Table 13 コンピテンスの認知尺度の因子分析結果と α 係数

項目 番号	項目内容	I	II	平均値	標準偏差	α 係数
6	成績はいいほうだと思いますか	.846	.004	3.06	0.88	.82
14	テストでは、だいたい良い成績をとれますか	.796	.019	2.98	0.91	
1	勉強はクラスの中でできる方だと思いますか	.788	-.049	3.10	0.89	
4	勉強はにがてですか *	.601	-.110	2.89	0.99	
10	授業がよくわかりますか	.513	.067	2.28	0.89	
12	先生の質問には答えられないことが多いですか *	.451	-.045	2.28	0.90	
8	宿題は短い時間でやり終えることができますか	.414	.095	2.61	1.00	.81
15	クラスみんなに好かれていると思いますか	.155	.692	2.78	0.84	
2	友達はたくさんいますか	-.185	.677	1.93	0.86	
11	友達はよく遊びにさそってくれますか	-.242	.640	2.10	0.90	
5	クラスの中では、人気者だと思いますか	.139	.623	3.08	0.75	
13	クラスの中で、自分はなくてはならない存在だと思いますか	.154	.622	2.96	0.82	
9	新しい友達をつくることはかんたんですか	-.060	.619	2.36	0.99	
3	先生とは気兼ねなく話せますか	-.020	.469	2.07	0.96	
7	自分が学校を休むとみんな心配してくれると思いますか	.152	.415	2.73	0.85	

注1. *は、逆転項目

注2. I 学業コンピテンス, II 社会的コンピテンス

Table 14 達成目標志向性尺度の因子分析結果と α 係数

項目 番号	項目内容	I	II	平均値	標準偏差	α 係数
13	みんなから頭がいいと思われたいです	.762	.044	3.30	1.20	.82
14	自分のテストの点数が、友達よりも良いかどうかとても気になります	.700	-.023	2.77	1.21	
10	テストでいい点数をとったときは、みんなに自慢したくなります	.669	-.023	2.89	1.28	
12	みんなよりもいい成績をとることが、勉強するときには、一番大事だと思います	.641	-.011	3.55	1.12	
7	先生に、私のほうが他の友達よりも勉強が良くできると思われたいです	.602	.074	3.23	1.13	
4	まわりの友達よりもいい点数をとったときがいちばんうれしいと思います	.582	-.126	2.50	1.11	
2	私は、成績表(通知票)をよくしたいから勉強しています	.466	-.017	2.82	1.16	.77
8	私が勉強する理由は、勉強することに興味があるからです	.039	.754	3.50	1.13	
11	勉強することは楽しいです	-.052	.712	3.29	1.22	
9	授業で習ったことについて、もっとくわしく知りたいと思うことがよくあります	.116	.640	2.76	1.18	
1	新しいことを知ることが、勉強していていちばん楽しいことです	-.012	.632	2.41	1.07	
5	かんたんな問題よりも、難しい問題をといているときのほうがおもしろいです	.071	.515	2.73	1.27	
3	たとえ、たくさんまちがえても、それは次に勉強するときの役に立つと思います	-.094	.462	2.01	0.97	
6	勉強は、結果よりもどのくらいがんばったかが、だいじだと思います	-.215	.344	2.41	1.21	

注. I 遂行目標志向, II 熟達目標志向

各変数間の関連は、社会的コンピテンスと遂行目標志向間で有意な相関がみられず、それ以外では、低い、または中程度の有意な正の相関($r=.160 \sim r=.389$)が明らかになった。コンピテンスの認知尺度と達成目標志向性尺度の各下位尺度の平均値と標準偏差、 α 係数、及び各下位尺度間の相関係数を Table 15 に示す。

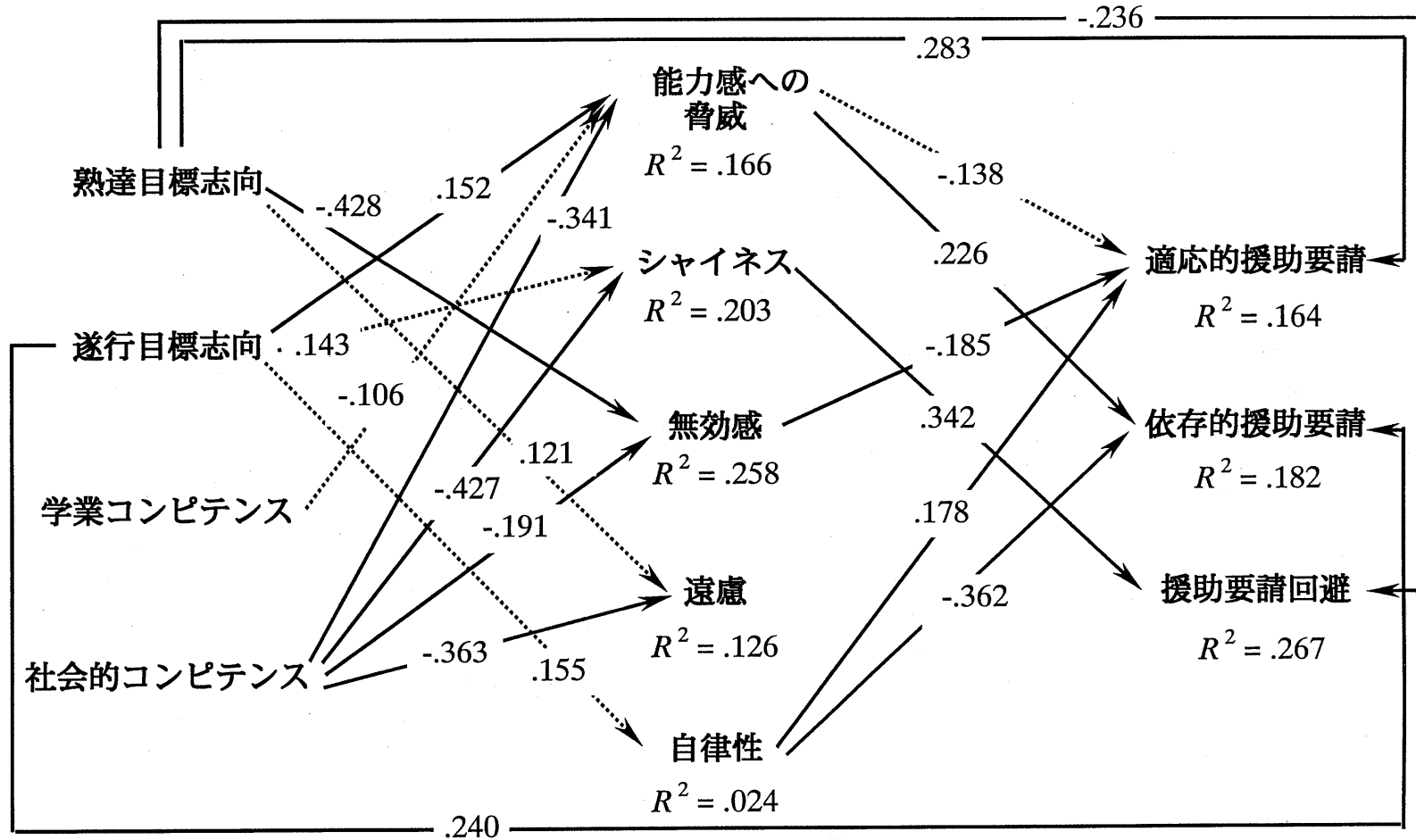
Table 15 達成目標志向性尺度、コンピテンス尺度の基本統計量、 α 係数、及び各下位尺度間の相関係数(Pearsonの積率相関係数)

尺度	平均値	標準偏差	α 係数	各下位尺度との相関		
				熟達目標志向	遂行目標志向	学業コンピテンス
熟達目標志向	3.28	.75	.82			
遂行目標志向	2.99	.82	.77	.165**		
学業コンピテンス	2.26	.64	.82	.389**	.160**	
社会的コンピテンス	2.50	.57	.81	.168**	.085	.210**

注 * $p<.05$, ** $p<.01$

次に、動機づけ要因から学業的援助要請の3つの要請形態への影響プロセスを検討するために、【研究3】で明らかになった5つの抑制態度を媒介要因として位置づけ、教師への学業的援助要請、友人への学業的援助要請別にモデルを構築し、パス解析により検討した。なお、分析には統計パッケージ Amos ver.4を使用した。明らかになった因果モデルを教師への学業的援助要請群については Figure 7に、友人への学業的援助要請群については Figure 8にそれぞれ示す。

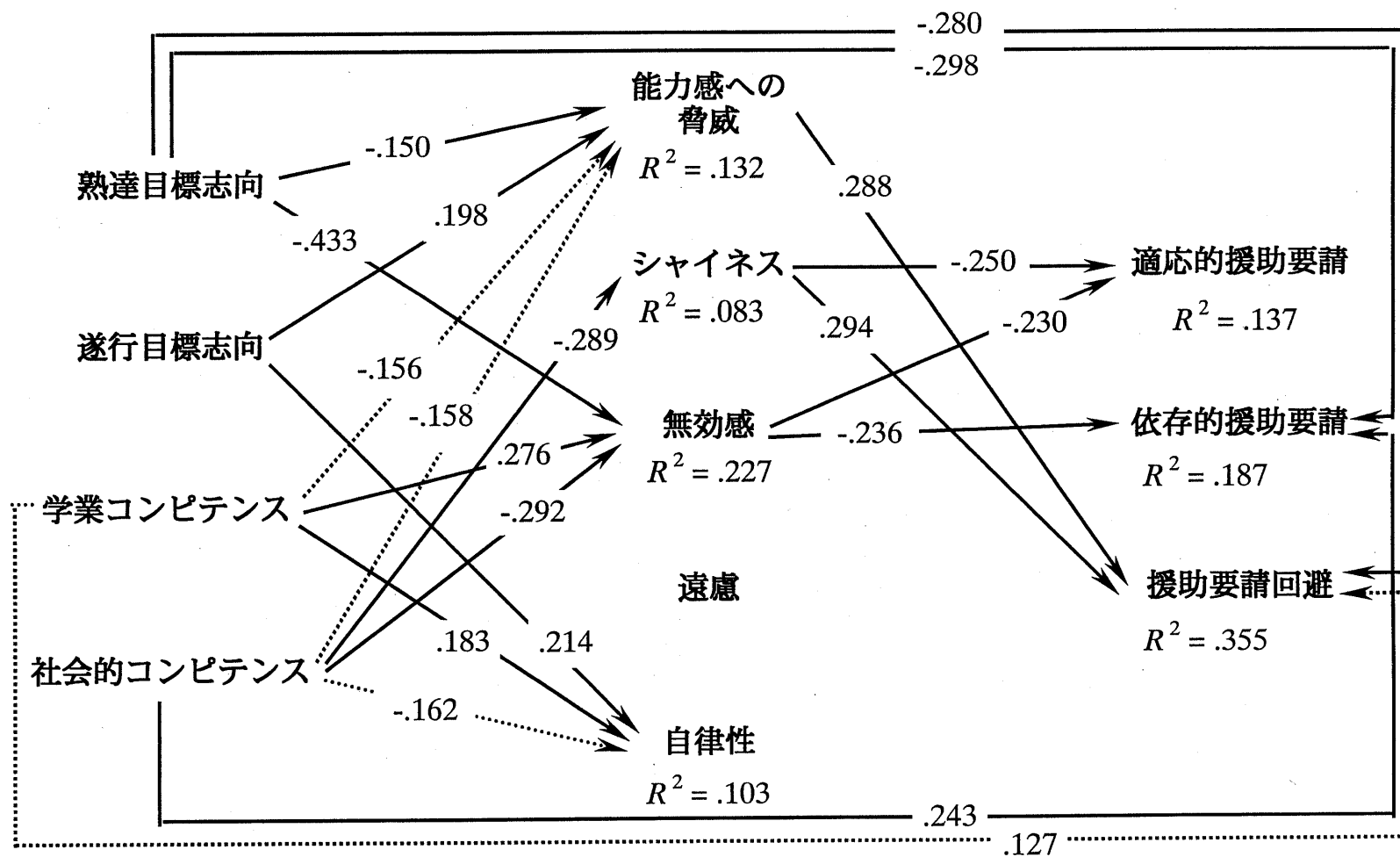
モデルの適合度指標(GFI)は教師への学業的援助要請で.956、友人への学業的援助要請で.943となった。また、修正適合度指標($AGFI$)は教師への学業的援助要請で.896、友人への学業的援助要請で.860となった。従って、モデルがデータに対して十分適合していることが示された。



注1. $p < .05$ → $p < .01$

注2. パス上の数字は標準偏回帰係数, R^2 は重決定係数を示す

Figure 7 教師への学業的援助要請の因果モデル



注1. $p < .05$ \longrightarrow $p < .01$

注2. パス上の数字は標準偏回帰係数, R^2 は重決定係数を示す

Figure 8 友人への学業的援助要請の因果モデル

教師への学業的援助要請の因果モデルにおけるパス

まず、達成目標志向性については、学業的援助要請への直接のパスと抑制態度へのパスがみられ、学業的援助要請への直接のパスとして、熟達目標志向から適応的援助要請に有意な正のパス($\beta = .283$)と援助要請回避に有意な負のパス($\beta = -.236$)、遂行目標志向から依存的援助要請に有意な正のパス($\beta = .240$)がみられた。また、抑制態度へのパスとして、熟達目標志向から無効感に有意な負のパス($\beta = -.428$)と遠慮に有意な正のパス($\beta = .121$)、遂行目標志向から能力感への脅威($\beta = .152$)、シャイネス($\beta = .143$)、自律性($\beta = .155$)にそれぞれ有意な正のパスがみられた。

次に、コンピテンスの認知については、学業コンピテンスから能力感への脅威に有意な負のパスがみられた($\beta = -.106$)。また、社会的コンピテンスから、能力感への脅威($\beta = -.341$)、シャイネス($\beta = -.427$)、無効感($\beta = -.191$)、遠慮($\beta = -.363$)にそれぞれ有意な負のパスがみられた。

最後に、抑制態度から学業的援助要請へのパスについては、能力感への脅威から適応的援助要請に有意な負のパス($\beta = -.138$)、依存的援助要請に有意な正のパス($\beta = .226$)がみられた。また、シャイネスから援助要請回避へ有意な正のパス($\beta = .342$)、無効感から適応的援助要請に有意な負のパス($\beta = -.185$)、自律性から適応的援助要請に有意な正のパス($\beta = .178$)、依存的援助要請に有意な負のパス($\beta = -.362$)がみられた。

友人への学業的援助要請の因果モデルにおけるパス

まず、達成目標志向性については、熟達目標志向についてのみ学業的援助要請への直接のパスと抑制態度へのパスがみられた。学業的援助要請への直接のパスとしては、依存的援助要請に有意な負のパス($\beta = -.298$)と援助要請回避に有意な負のパス($\beta = -.280$)がみられた。また、抑制態度へのパスは、能力感への脅威($\beta = -.150$)と無効感($\beta = -.433$)ともに有意な負のパスがみられた。一方、遂行目標志向については、能力感への脅威($\beta = .198$)と自律性($\beta = .214$)ともに有意な正のパスがみられた。

次に、コンピテンスの認知については、学業コンピテンス、社会的コンピテンスともに学業的援助要請への直接のパスと抑制態度へのパスがみられた。学業的援助要請への直接のパスとして、学業コンピテンスから援助要請回避に有意な正のパス($\beta = .127$)、社会的コンピテンスから依存的援助要請に有意な正のパス($\beta = .243$)がみられた。また、抑制態度へのパスとして、学業コンピテンスから能力感への脅威に有意な負のパス($\beta = -.156$)が、無効感($\beta = .276$)と自律性($\beta = .183$)に有意な正のパスがみられた。社会的コンピテンスからは、能力感への脅威($\beta = -.158$)、シャイネス($\beta = -.289$)、無効感($\beta = -.292$)、自律性($\beta = -.162$)にそれぞれ有意な負のパスがみられた。

最後に、抑制態度から学業的援助要請へのパスについては、能力感への脅威から援助要請回避に有意な正のパス($\beta = .288$)がみられた。また、シャイネスから適応的援助要請に有意な負のパス($\beta = -.250$)、援助要請回避に有意な正のパス($\beta = .294$)がみられ、無効感から適応的援助要請($\beta = -.230$)と依存的援助要請($\beta = -.236$)にそれぞれ有意な負のパスがみられた。

考 察

三つの要請形態の生起傾向の比較

【研究 4】の第 1 の目的は、学業的援助要請の質的側面の違いを Butler(1998) が扱った三つの要請形態の違い(適応的援助要請、依存的援助要請、援助要請回避)として捉え、これらを区別して測定できる尺度を作成、使用し、それぞれについて教師と友人への学業的援助要請で比較検討することであった。

分析の結果、依存的援助要請は教師よりも友人に対して多く行い、援助要請回避は友人よりも教師に対して行い、適応的援助要請は教師と友人に同程度に行っているという結果がそれぞれ明らかにされた。依存的援助要請が教師よりも友人に対してより多く行われるという結果については、一般的に友人への学業的援助要請は依存的援助要請の特徴を示すという【研究 1】と【研究 2】に従う結果であるといえる。また、友人よりも教師に対して援助要請回避の傾向

が高いという結果についても、友人よりも教師に対して学業的援助要請が行われる傾向が低いという【研究 1】と【研究 2】で明らかにされた結果と一致する。しかし、適応的援助要請については、【研究 1】や【研究 2】の結果から友人よりも教師に対して多く行われることが予想されたにもかかわらず、結果は両者に対して同程度に行われるというものであった。この結果については、教師に対して生起する学業的援助要請は一般的に適応的援助要請の特徴を示すが、教師への学業的援助要請が友人へのそれに比べて全般的に回避傾向にあるため、適応的援助要請についても友人に対する場合と同程度にしか行われないためであることが考えられる。一方、友人への学業的援助要請については、それが全般的に生起傾向にあり、適応的援助要請についても教師に対する場合と同程度に行われていることが明らかになったといえる。つまり、友人に対する学業的援助要請についても教師に対する学業的援助要請と同様に重要であることが示唆された。

学業的援助要請の要請形態の違いと要請対象者の違いには交互作用があることを明らかにしたこれらの結果は、学業的援助要請の規定因として要請対象者の違いに焦点を当てた検討を行う際には、学業的援助要請の質的側面にまで言及した検討を行う必要性を示したと思われる。

コンピテンスの認知と達成目標志向性が学業的援助要請の三形態に影響を及ぼすプロセスの検証

【研究 4】の第 2 の目的は、生徒の動機づけ要因にあたるコンピテンスの認知と達成目標志向性が、【研究 3】で明らかになった 5 つの抑制態度を媒介して学業的援助要請の三つの要請形態に及ぼす影響プロセスについて、教師と友人への学業的援助要請で比較検討することであった。以下では、明らかになった影響プロセスについて各動機づけ要因からのパスごとに結果を考察していく。

遂行目標志向からのパス 遂行目標志向が学業的援助要請に及ぼす影響については、大きく以下の 3 つの結果にまとめられる。

まず、遂行目標志向の高さが、教師への学業的援助要請ではシャイネス、友人への学業的援助要請では能力感への脅威を媒介して共に援助要請回避に有意な正の影響を与えていた。この結果は、遂行目標志向の高い生徒が自己への好意的な評価や高い能力の誇示を目指すため、学業的援助要請が無能力さを露呈させる行為になると認知しやすく、そのため援助要請回避の傾向が高いとする従来の研究結果(Newman, 1991 ; Ryan & Pintrich, 1997)を支持するものである。教師への学業的援助要請群では能力感への脅威ではなくシャイネスを媒介して援助要請回避に影響を与えていたが、教師への学業的援助要請群においても能力感への脅威を媒介して適応的援助要請に有意な負の影響を与えていること、教師への学業的援助要請群における能力感への脅威とシャイネスの相関が高いこと、などの理由から教師からの評価に対する脅威という点においては同様の解釈が出来るだろう。

次に、遂行目標志向の高さは、自律性に有意な正の影響を与えていた。達成目標志向性と自律性の関連について、Butler(1998)を始めとする従来の研究(Butler & Neuman, 1995 など)では、自律性は熟達志向的な概念であると考えられていた。しかし、【研究 4】では、熟達目標志向ではなく、むしろ遂行目標志向の高さが自律性の態度に影響を及ぼすという結果が明らかにされた。この結果については、Ryan, Pintrich, & Midgley(2001)が述べた自律性に関する記述より解釈することができる。彼らは、Butler(1998)らの述べる自律性が「自分一人の力で解決した方が勉強になる」といった熟達志向的な側面を強調しているのに対し、自力で問題を解決できるという自己の有能さの誇示のためや一人で問題を解決できるという自己の有能感を高めるためといった自律性はむしろ遂行志向的であり、これらは概念的に区別するべきであることを指摘している。この指摘を踏まえると、【研究 4】で扱った自律性の内容は遂行志向的な側面が強いことが考えられる。しかしながら、この概念的区別に関する実証的な研究はまだ行われていないため、Ryan, Pintrich, & Midgley(2001)の指摘に基づく自律性の再概念化も含めた研究が今後行われるべきであろう。

いずれにしても、教師への学業的援助要請だけではあるものの、自律性の態度を媒介して、遂行目標志向が適応的援助要請に正、また依存的援助要請に有意な負の影響を与えていたという結果は、遂行目標志向が学業的援助要請にネガティブな影響を与えるとする従来の見解に対し、むしろ遂行目標志向と学業的援助要請のポジティブな関係を明らかにした。すなわち、遂行目標志向の高い生徒でも、能力感への脅威の態度だけではなく、安易に他者を頼ろうとすることを抑制し、適応的援助要請を促進する自律性の態度を持つ傾向にもある。このことに関しては、遂行目標志向には自分の有能さを誇示しポジティブな評価を得ようとする接近傾向(例「学校で、わたしは他の生徒より良い点数を取ろうとしています。」)と、自分の無能さが露呈されるような事態を避けネガティブな評価を回避しようとする回避傾向(例「わたしは、みんなより悪い点数を取ってしまうのではないかと心配しています。」)の2側面があるという近年の達成目標研究の指摘が参考になる(田中・山内, 2000)。こうした指摘に基づくと、遂行目標志向が能力感への脅威と自律性の両方の抑制態度に影響を及ぼすという【研究4】の結果は、能力感への脅威には遂行目標志向の回避的な側面が、自律性には遂行目標志向の接近的な側面が影響していることが考えられる。【研究4】で扱った遂行目標志向は、接近－回避の次元で区別していなかったため、今後はこうした区別も考慮に入れた検討が必要であろう。

最後に、教師への学業的援助要請でのみ、遂行目標志向から依存的援助要請への直接的なパスと能力感への脅威を媒介したパスのいずれも有意な正の影響を与えるパスが示された。この結果は、遂行目標志向の高い生徒が、学習の過程よりも結果を重視するなどの理由から不適切な学業的援助要請を行う傾向にあるという従来の研究結果(Newman & Schwager, 1995)と一致する。しかし、依存的援助要請を行うことも自己の無能力さを露呈する行為にかわりはないはずである。それならば、なぜ、能力感への脅威の態度が依存的な要請の促進に影響するのであろうか。このことに関しては、2つの理由が考えられる。

1 つ目は、自尊心を防衛する他の心理機制が影響しているかもしれないとい

うことである。例えば、適応的援助要請は自力解決を試みた結果による学業的援助要請であり努力が必要とされるが、依存的援助要請はそのような努力を必要としない。従って、学業的援助要請を脅威的な行為であるとする認知は、問題がわからない時点で努力を差し控え、課題を解けない原因が自己の能力不足によるものか、努力不足によるものかを曖昧にさせることにより自尊心を防衛するというセルフハンディキャッピング行為(伊藤, 1991)を引き起こすのかもしれない。なぜ、教師に対する学業的援助要請でのみこうした結果が得られたかについては、友人よりも教師への学業的援助要請の方がより能力感への脅威を感じやすいという【研究 3】の結果から解釈できる。つまり、より脅威的な教師への学業的援助要請で、自尊心の防衛傾向が特に働きやすいのではないだろうか。

2 つ目は、【研究 4】で使用した依存的援助要請の項目内容が動機的側面を含んでいる可能性があるという方法論上の問題である。このことは、【研究 4】で概念化した能力感への脅威の抑制態度が、「先生から怒られるかもしれない」の項目を含むなど、他者からの評価全般に言及していることとも関連する。つまり、【研究 4】で想定されたモデルに従う考え方、すなわち、能力感への脅威が高いほど依存的援助要請を行うという解釈ではなく、依存的援助要請を行おうとする動機が高いほど教師からの評価懸念が高くなるという逆の影響プロセスからの解釈を行うこともできる。【研究 2】では、学業的援助要請を行う理由について依存的理由を答える生徒ほど学業的援助要請に対する教師からの承認を低く認知するという結果が明らかにされたが、この結果は依存的動機が教師からの評価懸念を引き起こすとも解釈できる。そのため、むしろ【研究 2】で明らかにしたモデルからの解釈が妥当であろう。

以上、能力感への脅威が教師への依存的援助要請に有意な正の影響を与えていたという結果については、セルフハンディキャッピングを始め他の自尊心への防衛機制の影響と【研究 4】で測定した依存的援助要請が動機的側面まで含んでいる可能性があるという方法論上の問題の 2 つの理由が考えられる。しか

し、この 2 つの理由のうちどちらの解釈が妥当かという点について【研究 4】の結果だけでは明確に結論づけることは困難である。従って、この点は今後さらに詳細な検討を行う必要があろう。

熟達目標志向からのパス 遂行目標志向から学業的援助要請に及ぼす影響が先述したように多面的であるのに対し、熟達目標志向からは、一様に、適応的援助要請に対して正、依存的援助要請と援助要請回避に対して負のパスが、直接か、あるいは無効感の態度を媒介して示された。つまり、熟達目標志向の高い生徒は学業的援助要請をより有効な方略であると認知する傾向にあり、学業的援助要請を回避する傾向が低く、適応的援助要請を行う傾向にあるといえる。この結果は、熟達志向の高い学習者がより効果的な学習方略を使用し(Ames & Archer, 1988 ; Nolen, 1988)、学習に積極的に従事する(Meece, Blumenfeld, & Hoyle, 1988)といった従来の研究結果と一致する。また、Ryan & Pintrich(1997)の研究結果にも従うものであった。

さらに、友人への学業的援助要請では、熟達目標志向の高さが能力感への脅威に有意な負の影響を与えることも明らかになった。この結果は、Ryan & Pintrich(1997)の研究でも明らかにされた結果である。Ryan & Pintrich(1997)は、この結果について生徒が課題の熟達や理解に注目しているときは、コンピテンスの高低に関係なく学習行動が持続するという Dweck(1986)らの説明から解釈しているが、【研究 4】で明らかにされた結果もこうした説明に基づくといえる。

また、この結果が友人への学業的援助要請でのみみられたことについては、学業的援助要請を行う理由が自律的理由である生徒ほど友人に対する学業的援助要請を教師が許容していると思う傾向が高いという【研究 2】の結果から解釈できる。【研究 2】で扱った自律的理由は熟達志向的な援助要請理由であると解釈できる(Butler, 1998)ため、熟達目標志向が高い生徒ほど友人への学業的援助要請を行う際に、特に教師からの脅威に対してそれを感じにくい傾向にあることが考えられる。このことは、熟達目標志向

は特に教師からの脅威に対して負の影響を与えるという Ryan & Pintrich(1997)の研究結果にも通じることである。【研究 4】では、脅威の根源として教師と友人を区別できなかったが、今後はこれらを区別したさらに詳細な検討を行うべきであろう。

学業コンピテンスからのパス 学業コンピテンスの影響については、大きく分けて 2 つの影響プロセスが明らかになった。1 つは能力感への脅威を媒介としたプロセスであり、もう 1 つは無効感を媒介したプロセスである。

前者については、教師と友人への学業的援助要請群共にみられ、「コンピテンスの低い者はもともと学業に関する肯定的な自己観を持っていないため、独力で課題を解決できない事実に対し他者からの脅威を感じやすく、一方、それが高い者は独力で課題が解決できない原因を他者は自分の能力の無さに帰属させないであろうという信念から脅威を感じにくい」とする「傷つきやすさ(vulnerability)仮説」と呼ばれる従来の説明に従う結果(Ryan & Pintrich, 1997)であるといえる。

後者については友人への学業的援助要請にのみみられた結果であったが、友人への学業的援助要請では、この結果に加え援助要請回避に直接負の影響を与えるという結果も明らかになった。この結果は、学業コンピテンスの高さが学業的援助要請にポジティブに作用するという傷つきやすさ仮説に基づく従来の知見とは全く逆の知見を提供するものである。学業コンピテンスの高い生徒は、友人よりも相対的に高い能力を持つと自己を認知する傾向にあると考えられるため、友人からの援助を役に立たないと思ったり、自分で解いた方がましであると思う傾向にあり、そのため要請を回避する傾向にあるといえる。このことは、友人への学業的援助要請でのみ学業コンピテンスが自律性に正の影響を与えるという結果からも予想される。こうした結果は、学業的援助要請の際、自分よりも明らかに有能であると認知されている教師と比較して、自分と類似した友人に対しては自己の能力との比較査定(Festinger, 1954)が問題になることを示唆する。友人との能力の比較査定の問題について、従来は、能力感への脅

威に焦点が当てられることが多かったが、援助が役に立つかどうかという援助そのものの有効性の認知という点でも重要になるといえる。

いくつかの研究では、学業コンピテンスと学業的援助要請の関連について一致する見解が得られないことがある(Karabenick & Knapp, 1991)が、【研究 4】の結果は、学業的援助要請を行う相手である援助要請対象者を教師と友人に明確に区別して検討を行う必要性和、学業的援助要請への種々の抑制態度の役割を考慮に入れる必要性をあらためて主張するものであるといえる。

社会的コンピテンスからのパス 従来の研究では、コンピテンスの認知が学業的援助要請に及ぼす影響として、主に学業コンピテンスの影響に焦点が当てられることが多かったが、【研究 4】の結果は、むしろ社会的コンピテンスの果たす役割が大きいことを示していた。

まず、社会的コンピテンスの高さは、能力感への脅威、シャイネスに対してともに有意な負の影響を与えていた。この結果については、従来の研究(Ryan & Pintrich, 1997)が示すように、社会的コンピテンスが高い生徒が対人関係に対して不安を感じにくく、他者から自分がどのように思われているかということについて肯定的な考えを持っているためであると思われる。

このような先行研究と一致する結果に加え、新たに 2 つの影響プロセスも明らかになった。1 つは無効感を媒介とした影響プロセスであり、もう 1 つは依存的援助要請への直接の影響である。前者については、学習方略の有効性という学業的な側面の認知に、社会的側面の要因が影響していたという点で興味深い。社会的コンピテンスの低い生徒ほど他者からの援助が役に立たないと認知する傾向にあるという見解は、社会的コンピテンスと他者からの脅威の関連のみを問題としてきた従来の研究に新たな知見をもたらすといえる。後者については、友人への学業的援助要請についてのみ明らかにされた結果であった。この結果については、友人への学業的援助要請群でのみ社会的コンピテンスの高さが自律性に負の影響を与えるという結果からも依存性との関連が考えられる。【研究 2】では、学業的援助要請を行う理由として依存的な理由を持つ生

徒ほど教師がそれを許さないと認知していることが明らかになったが、このことは、教師に対する学業的援助要請に一定の制限があることを示すものである。こうした制限は教師と生徒の役割関係がもたらすものであると考えられるが、生徒同士の関係は相互依存的になりやすく、依存的援助要請が許容されやすくなることが予想される。特に、社会的コンピテンスの高い生徒は、友人との間により親密な関係を築いていると考えられるため、わからない問題に直面した場合はすぐ友人に依存できる傾向にあるのではないだろうか。この結果は、社会的コンピテンスの高い生徒が独力で解決させようとする努力をせずに、他者に安易に頼る傾向があるという、生徒の学習過程にネガティブに作用することを示すものである。Ryan & Pintrich(1997)は、社会的コンピテンスの高さが脅威の態度を低減させ、学業的援助要請に促進的に作用するという社会的コンピテンスのポジティブな役割のみを明らかにしてきた。これに対し、学業的援助要請の質的側面を区別した検討を行った【研究 4】の結果は、社会的コンピテンスの高さが必ずしも生徒の学習にポジティブに作用するわけではないことを明らかにしたという点で、従来の研究に新たな知見を提供したといえる。

第 3 章

総 括

第 1 節 総合考察

本研究の主な目的は、以下の 3 つであった。(1)教師と友人に対して行われる学業的援助要請の質的側面についての比較検討を行うこと。(2)学業的援助要請に対する抑制態度の精緻化を行い、教師と友人への学業的援助要請で比較すること。(3)動機づけ要因から抑制態度を媒介として学業的援助要請に影響を及ぼすプロセスについて、教師と友人への学業的援助要請で比較検討すること。

本研究の第 1 の目的である教師と友人への学業的援助要請の質的側面の比較については、【研究 1】で他の学習方略との関連から検討し、また【研究 2】で援助要請理由との関連から検討した。その結果、教師への学業的援助要請は適応的援助要請の特徴を示すのに対し、友人への学業的援助要請は依存的援助要請の特徴を示すことが明らかになった。

しかし、これらの結果は、友人に対して行われる学業的援助要請が必ずしも依存的援助要請ばかりであることを示すわけではない。学業的援助要請の質的側面を要請形態の違いから区別し比較した【研究 4】では、教師よりも友人に対して依存的援助要請が多く行われるという結果に加え、友人に対しても教師と同程度に適応的援助要請が行われるという結果も明らかにされた。また、【研究 4】では友人よりも教師に対して援助要請回避傾向が高いという結果も明らかにされたが、これらの結果と教師よりも友人に対して学業的援助要請の生起傾向が高いとする【研究 1】、【研究 2】の結果を総合的に判断すると、友人への学業的援助要請は全般的に生起傾向にあり、教師への学業的援助要請は全般的に回避傾向にあるといえる。そのため、教師への学業的援助要請が適応的援助要請の特徴を示すという【研究 1】、【研究 2】の結果は、友人よりも教師に対して適応的援助要請が高く生起するということではなく、教師への学業的援助要請は友人への学業的援助要請と比べると全般的に回避傾向にあるが、生起する学

業的援助要請は適応的援助要請の特徴を示すという解釈が妥当であろう。

先行研究(Newman & Goldin, 1990 ; Newman & Schwager, 1993)や本研究の【研究 1】と【研究 2】では、学業的援助要請の生起傾向を一次元的に測定していた。しかし、援助要請対象者と要請形態の間の交互作用を明らかにした【研究 4】の結果から、援助要請対象者の違いが学業的援助要請生起に及ぼす影響を検討する際には、生起する学業的援助要請が適応的援助要請か依存的援助要請かの概念的な区別を明確にした測定を行うことが必要であるといえる。

教師に対して依存的援助要請が生起しない原因については、【研究 2】で示された教師からの承認の認知を媒介とする一連のプロセスより明らかにされた。つまり、一般的に教師はヒントを求めるなど適応的援助要請についてはそれを奨励する(中谷, 1998)が、直接的な答えを求めるなど依存的援助要請についてはそれを承認しない(Newman & Schwager, 1993)ことが考えられる。そのため、学業的援助要請を行う援助要請理由として依存的理由を持つ生徒は、教師に対する学業的援助要請が禁止されていると認知する傾向にあるといえる。一方、友人に対する依存的援助要請の生起傾向が高い理由は、依存的理由から学業的援助要請を行う生徒が教師に対する依存的援助要請が許されないと認知するために、依存的援助要請を行う対象として友人を選択しているためであるかもしれない。

本研究の第 2 の目的は、学業的援助要請に対する抑制態度の検討であった。【研究 3】では、これまでの研究で中心的に検討されてきた能力感への脅威以外にもシャイネス、遠慮、無効感、自律性の合計 5 つの抑制態度の存在が明らかにされた。このうち教師と友人への学業的援助要請で保持傾向に違いがみられたものは、能力感への脅威、シャイネス、遠慮の 3 つの抑制態度であり、能力感への脅威とシャイネスの態度は友人への学業的援助要請よりも教師への学業的援助要請で高いが、遠慮の態度は教師への学業的援助要請よりも友人への学業的援助要請で高いことが明らかになっ

た。さらに、こうした抑制態度が実際の学業的援助要請に及ぼす影響について、【研究 4】ではこの 3 つの抑制態度のうち実際に学業的援助要請の抑制態度として影響を及ぼしていたのは能力感への脅威とシャイネスであり、遠慮については学業的援助要請に影響を及ぼさないことが明らかになった。

これらの研究結果より、友人よりも教師に対して援助要請回避傾向が高い理由は、能力感への脅威、シャイネスが高いためであることが考えられる。能力感への脅威については、これまでの研究で、教師よりも友人に対する学業的援助要請で高い (Newman & Goldin, 1990)、友人に対して学業的援助要請を行う者は、教師に対して学業的援助要請を行う者よりも能力が低いと評価される (Newman & Schwager, 1993) など、教師よりも友人に対する学業的援助要請で能力感への脅威が高いとされてきた。【研究 3】で、従来の研究結果と全く逆の結果が得られたことについては、能力感への脅威とシャイネスとの相関が高いという結果からも明らかのように、教師への学業的援助要請が友人への学業的援助要請と比べて学業的援助要請を行うことが周囲の他の生徒に知られやすい比較的公的な学業的援助要請である (Karabenick & Knapp, 1991) ことに起因すると思われる。また、従来の社会心理学分野における援助要請研究では、苦しいときにはまず第一に自分に身近な人に援助を要請するといった見解もある (西川, 1998)。生徒にとって権威者、評価者にあたり、比較的フォーマルな関係にある教師よりも、より親密でインフォーマルな関係にある友人に対して学業的援助要請を行う方が脅威やシャイネスを感じるものが低くなると考えられる。

援助要請対象者が教師か友人かの違いにより、行われる学業的援助要請の質、生起傾向、抑制態度の保持傾向が異なるというこれらの結果は、援助要請対象者の違いが学業的援助要請の重要な規定因となりうることを明らかにしたといえる。そのため、【研究 1】、【研究 2】、【研究 3】で得られた知見は、学業的援助要請に及ぼす動機づけ要因の影響に焦点を当てた

Newman(1990), Ryan & Pintrich(1997)が示したモデルを援助要請対象者の違いで比較検討するという本研究の第3の目的を検討することの必要性を改めて指摘したといえる。

本研究の第3の目的については【研究4】で検討した。その際、【研究1】、【研究2】、【研究3】で明らかになった知見を基に学業的援助要請の質的側面と抑制態度の2点について Newman(1990)らのモデルを精緻化した上で、動機づけ要因から学業的援助要請への影響プロセスを教師への学業的援助要請と友人への学業的援助要請で比較検討した。

能力感への脅威、無効感を媒介とした影響プロセスについては援助要請対象者の違いに関係なく、先行研究(Newman, 1990 ; Ryan & Pintrich, 1997)とほぼ一致した結果が明らかになった。つまり、学業コンピテンス、社会的コンピテンスの低い生徒、また、遂行目標志向の高い生徒ほど能力感への脅威が高く学業的援助要請を行わない傾向にあること、さらに熟達目標志向の低い生徒ほど援助が役に立たないと思う傾向にあり、学業的援助要請を行わないことが明らかになった。これらの結果は、動機づけ要因から学業的援助要請への影響プロセスにおける媒介要因としての能力感への脅威、及び援助の有効性の認知が学業的援助要請に果たす役割の大きさを再確認したといえる。従来の研究結果と一致するこれらの結果に加え、モデルの精緻化により明らかにされた新たな影響プロセスの存在も示された。

まず、教師への学業的援助要請と友人への学業的援助要請に共通して社会的コンピテンスの低い生徒ほど提供される援助が役に立たないと思いやすく、適応的援助要請や依存的援助要請を行わないことが示された。この結果については、対人関係に自信のない生徒ほど他者からの援助が役に立たないという信念を持っていることが考えられる。

次に、友人への学業的援助要請でのみ明らかにされた結果として、学業コンピテンスの高い生徒ほど提供される援助が役に立たないと思いやすく、適応的援助要請や依存的援助要請を行わないことが示された。この結

果については、学業コンピテンスの高い生徒は相対的に自己を友人よりも有能であると認知していることが考えられる。すなわち、彼らは自分よりも能力の低い者からの援助は役に立たないであろうという能力の査定に基づいた判断をしていることが考えられる。また、社会的コンピテンスの高さが依存的援助要請の促進に直接影響を及ぼすという結果についても友人への学業的援助要請でのみ明らかになった。この結果については、社会的コンピテンスの高い生徒ほど、安易に友人を頼ることが可能になるため、依存的傾向になりやすいことを示していると思われる。こうした友人への学業的援助要請に特有の影響プロセスが明らかになった背景には、援助要請対象者が自分と同じ立場にあるという点で友人への学業的援助要請が、教師への学業的援助要請とは異なる特徴を持っていることが考えられる。

最後に、教師への学業的援助要請については、そのほとんどが先行研究の結果を支持するものであったが、唯一、遂行目標志向の影響について、遂行目標志向の高さが自律性を媒介して適応的援助要請を促進させる一方、依存的援助要請は抑制させるという新たな結果が明らかにされた。遂行目標志向に関しては、これまで学業的援助要請に対するネガティブな役割のみ指摘されていたが、自律性を媒介して適応的援助要請を促進させるというポジティブな役割についても明らかにしたといえる。この結果については、遂行目標志向の接近的側面と回避的側面の2側面の影響が考えられる。

本研究で明らかになった点をまとめると大きく以下の3点になる。

(1)一般的に、教師への学業的援助要請は適応的援助要請、友人への学業的援助要請は依存的援助要請として特徴づけられるが、全般的に教師よりも友人への学業的援助要請がより多く行われる傾向にあるため、適応的援助要請についても教師と同程度に友人に対しても行われることが明らかになった。(2)学業的援助要請への抑制態度には、これまで検討されている能力感への脅威以外にも4つの抑制態度が存在し、教師と友人への学業的

援助要請に対するそれぞれの抑制態度の保持傾向が異なることが明らかになった。(3)教師への学業的援助要請と友人への学業的援助要請では動機づけ要因から抑制態度を媒介とした影響プロセスが異なることが明らかになった。さらに、学業的援助要請の要請形態と抑制態度の2点についてモデルを精緻化した結果、従来の研究で発見されることが出来なかった新たな影響プロセスの存在が明らかになった。

第2節 教育的示唆

第1章で既に述べたように、これまでの学業的援助要請研究では、なぜ学習者は援助が必要であるにも関わらずそれを積極的に求めようとしないのかという問題提起に対して、学業的援助要請の規定因の解明が主な目的とされてきた。本研究では、学業的援助要請の規定因に関するいくつかの新たな結果が明らかにされたが、それらの結果から、教室場面における生徒の学業的援助要請を促進させるための方策について、いくつかの有効な示唆を提供することができると思われる。以下では、本研究で明らかになった結果をもとに、実際の教育場面において学業的援助要請を促進させるための具体的な介入策をいくつか提案する。

本研究では、生徒が全般的に教師よりも友人に対して多くの学業的援助要請を行う傾向にあり、適応的援助要請についても教師と同程度に行うことが明らかにされた。このことは、友人に対して行われる学業的援助要請が、必ずしも依存的援助要請ばかりではないことを示す。従って、教師は教室場面において行われる友人への学業的援助要請の全てを依存的援助要請と判断して抑制するのではなく、むしろ教師よりも学業的援助要請を行いやすい相手であるという長所を生かすことが必要であろう。例えば、Nelson-Le Gall & Glor-Scheib(1985) は、学業的援助要請が最も生起する授業形態は生徒どうしの教え合いを目的とした小集団学習であることを明らかにし

ているが、こうした友人どうしの学業的援助要請が活発に行える機会を提供することが必要であろう。

しかし、本研究では友人に対しては依存的援助要請も多く行われ、特に社会的コンピテンスの高い生徒ほど友人に対して依存的援助要請を行う傾向が高いことが明らかになった。この結果は、生徒が教師よりも友人との間により親密な関係を形成しており、社会的コンピテンスの高い生徒ほどその傾向が高く、互いの依存的援助要請を許容するためであることが考えられる。しかし、依存的援助要請を求められる生徒側の依存的援助要請を求める生徒に対する反応は必ずしも好意的ではないとする研究結果もみられる(Nelson-Le Gall & Glor-Scheib, 1986)。そのため、生徒同士の教え合いの場面で友人に対する依存的援助要請を低減させるためには、他者の依存的援助要請を許容しない雰囲気を生徒間でつくりあげることが必要であり、またそのための指導が教師には望まれる。

さらに、友人への学業的援助要請については、それを抑制する原因としての態度が生徒の動機づけ要因、特に学業コンピテンスの違いによって異なることが明らかになった。すなわち、学業コンピテンスが高い生徒は友人からの援助が役に立たないと認知する無効感の態度が高く、学業コンピテンスが低い生徒は馬鹿にされるといった能力感への脅威の態度が高い。生徒の動機づけ要因の違いにより異なる抑制態度の影響を低減させるためにはどのような教育的な方策が有効であろうか。

まず、能力感への脅威については学業的援助要請における達成目標志向性の果たす役割が重要になると思われる。Dweck(1986)の目標理論では、生徒が遂行目標を志向する場合は、学業コンピテンスの高低により異なる達成行動パターン、つまり、学業コンピテンスが高い者は熟達型、低い者は無気力型の行動パターンを示すが、熟達目標(Dweckでは学習目標)を志向する場合は、学業コンピテンスの高低にかかわらず熟達志向の行動パターンを示すことを指摘している。本研究では、熟達目標志向が高い生徒は学業的援

助要請を脅威的な行為として認知する傾向が低いが、一方で、遂行目標志向が高い生徒は学業的援助要請をより脅威的な行為として認知する傾向が高いことが示された。この結果と Dweck(1986)の理論を踏まえると、遂行目標志向が学業コンピテンスの低さに伴う能力感への脅威を促進させる一方で、熟達目標志向はこれらを低減させる働きをすることが予想される。さらに、近年の達成目標と学業的援助要請の関連を扱った研究では、個人内に設定された達成目標志向性よりも教師が教室内で強調する教室目標としての達成目標の方が、学業的援助要請に対してより強い影響を与えることを明らかにしている(Newman, 1998)。そのため、教師は生徒どうしの競争を促すような遂行目標を強調するのではなく、学習の熟達や学習の結果よりも過程を重視する熟達目標を強調することで学業コンピテンスの低さに伴う学業的援助要請に対する能力感への脅威の態度を緩和させることができるかもしれない。学業コンピテンスの低い生徒ほど能力感への脅威のために学業的援助要請を行わないということは、それが学業達成の低下を導き、結果としてさらに学習に対する自信をなくすという悪循環に陥る可能性があるため深刻な問題である。そのため、学業的援助要請に伴う能力感への脅威を低減させるための教師の働きかけは特に重要になるだろう。

次に、無効感についてであるが、学業コンピテンスの高い生徒ほど友人からの援助を役に立たないと認知するという本研究の結果は、生徒どうしの教え合いを目的とした小集団学習を行う際、生徒間の学力差があまりにも大きいような場合には援助する側とされる側の役割関係が形成されてしまうことを示唆する。小集団学習においては学習内容を教えられた者だけでなく、教えた方も学習後の成績が高くなる傾向を示すという Webb & Farivar(1994)の研究結果が示すように、このこと自体は特に問題があるとはいえない。しかし、そのような役割関係があまりにも固定されるようであれば、援助を提供する側の生徒にとっては自分が援助を提供するばかりで利益を受けていないという不満が発生し、援助を受ける側の生徒にとって

はいつも教えられてばかりであるという状態から自尊心や学業コンピテンスの低下を招く恐れがあることも考えられる。学業的な援助の授受における生徒間の互恵的な関係を促すためにも、生徒どうしの教え合いを目的とした小集団学習を実施する際には、生徒間の学業コンピテンスの違いや実際の学力差を考慮に入れることが必要であろう。

ここまでは、友人に対する学業的援助要請への教育的介入について述べてきたが、教師に対する学業的援助要請についてもいくつかの教育的示唆を提供できる。

前節でも指摘したように、友人と比較して教師への学業的援助要請の回避傾向が高い原因については、能力感への脅威とシャイネスの高さが考えられた。この原因については教室場面における学習形態が一般的に教室全体で行われるような一斉授業の形態を用いていることが考えられる。つまり、そうした授業形態で教師への学業的援助要請を行うことはそれが公になってしまうため、結果として能力感への脅威やシャイネスなど他者から自分がどのように思われているかという評価懸念が高くなる。本研究が調査対象とした青年期初期にあたる中学生は、自我の高まりから他者にどのように思われているかという公的自意識が高まる発達段階である(後藤・向山・辻・黒丸・新田・村田, 1989)。そのため、学業的援助要請が公になることへの抵抗が特に高くなるのかもしれない。

この問題を解決する方策として、例えば、Karabenick & Knapp(1988b)は、学業的援助要請におけるコンピューターを使用することの効果を指摘している。つまり、援助要請対象者に直接学業的援助要請を行うより、コンピューターを媒介として学業的援助要請を行う方が学業的援助要請が公にならないため、能力感への脅威が少なく学業的援助要請が促進されるということである。この研究結果が示すように、コンピューターを使用して質問のやりとりを行うなど学業的援助要請を行うことが公にならない授業形態を導入することも一つの方策であろう。

本研究では、教師と友人への学業的援助要請共に、従来、特に焦点が当てられてきた学業コンピテンス以上に社会的コンピテンスが果たす役割の重要性が示された。そのため、社会的コンピテンスに関しても生徒の学業的援助要請の促進について重要な示唆を提供できると思われる。社会的コンピテンスと類似した概念として社会的スキルがあるが、この社会的スキルについては適切で効果的な社会的スキルを体系的に教えることを目的とした社会的スキルトレーニングが、近年注目されている(相川, 2000)。こうした取り組みは、学業的援助要請に伴うシャイネスや能力感への脅威といった抑制態度を低減させることにつながると考えられるため、学業的援助要請を促進させる方策の一つになることが考えられる。

しかし、学業的援助要請の質を区別した本研究の結果からは、社会的コンピテンスの高さが適応的援助要請の促進に繋がるだけでなく、特に友人に対しては依存的援助要請をも促進させることが明らかになった。学業的援助要請の促進を目指すといっても、それが依存的援助要請、ひいては答えの写し合いやカンニングの横行に繋がるのであればむしろ問題である。学業的援助要請が生起するまでを問題とするのであれば、社会的スキルトレーニングのような学習プログラムが有効であると考えられるが、行う学業的援助要請の質的側面についても考慮に入れるならば、その後の自律的な学習に結びつく適応的援助要請を行うスキルを向上させる学習プログラムを開発し、実践していく必要があろう。

さらに、社会的コンピテンスが学業的援助要請の促進に影響を与えるという結果は、学業的援助要請が生起するためには学習に関連した動機だけではなく社会的動機の役割も重要であることを示す。つまり、学習意欲を伸ばすだけではなく、教師と生徒、または生徒どうしの関係を良好にすることが活発な学業的援助要請を促進させ、ひいては生徒の学業達成を促進させる結果に繋がるといえる。近年、児童・生徒の社会的特性と学業達成の関連は重要なテーマになりつつある(中谷, 1998 など)が、学習行動でも

あり社会的行動でもある学業的援助要請は、こうしたテーマにおける重要なキー概念になりうることが考えられる。

本研究の結果から得られた教育的示唆は以下の4点にまとめられる。(1) 全般的に友人への学業的援助要請が教師への学業的援助要請よりも行いやすく、適応的援助要請についても教師への学業的援助要請と同程度に行われることから、小集団学習など友人への学業的援助要請を活発に行える学習活動を導入することの重要性が示唆された。(2) 熟達目標を強調するような教室目標を設定したり、学力が同程度の生徒どうしの小集団学習を勧めたりすることにより、学業コンピテンスの違いによる友人への学業的援助要請に対する抑制態度を低減させることの重要性が示唆された。(3) 教師への学業的援助要請については、それが公になることに伴うシャイネスや能力感への脅威を減少させるために、例えば、コンピューターを用いた質問のやり取りを行うなど、学業的援助要請が公になることを避ける方策をとることの重要性が示唆された。(4) 社会的スキルトレーニングなど、学業的援助要請生起までの促進を目的とした学習プログラムに加え、行われる学業的援助要請の質的側面にも言及した学業的援助要請スキルを養成する学習プログラムを開発し、実践することの必要性が示唆された。

第3節 今後の課題

本研究では、従来の研究で検討が不足していた点、問題点を解決するために、これまで検討されてきた学業的援助要請の規定因を精緻化することによりいくつかの新たな知見を提供することができた。しかし、これまでの学業的援助要請研究には、依然いくつかの検討課題が残されている。本研究では、今後検討されるべき課題として、以下の3点を指摘する。

まず、1つ目の課題としては、同じ学業的援助要請でも適応的援助要請と依存的援助要請という質的側面が異なる原因として、本研究で明らかに

した動機づけ要因と援助要請対象者の違い以外の要因について検討することである。例えば、質問行動研究の領域では、なぜ質問をしないのかの理由について、小学生では「質問を思いつかないから、しない」という子が多く(生田・丸野, 2000), 大学生では「質問を思いついているが、しない」という学生がほとんどであることが報告されている(生田・丸野・加藤, 2001)。さらに, Newman & Schwager(1995) は, 年少の児童では適応的援助要請よりも依存的援助要請を行うが, 年長の児童では依存的援助要請よりも適応的援助要請を行うことを明らかにしている。これらの研究結果は, 適応的援助要請を行うには発達に伴う一定のスキルが必要になることや依存的援助要請の原因が必ずしも動機づけの低さによるものだけではないことを示唆するものである。つまり, 教室場面で奨励される適応的援助要請は依存的援助要請と比較するとある程度体制化されたものであるため, 適応的援助要請を「行わない」のではなく, 「行えない」生徒がいることの可能性が示されている。従って, 学習への動機づけは高いが適応的援助要請を行うスキルがないため, 一見依存的援助要請と捉えられてしまうような学業的援助要請を行ったり, 学業的援助要請を回避してしまうようなことが起こらないようにするためにも適応的援助要請を行うためのスキルの実態を解明することが重要であろう。

次に, 2つ目の課題としては, 本研究で明らかにされた知見をもとに, 特に適応的援助要請を促す方策としての教育カリキュラムの開発を行うことである。前節では本研究の結果から明らかになった知見より具体的な教育場面への介入策として, 教師主導型の一斉授業ではなく小集団学習など友人どうしの学業的援助要請を促進させる学習活動の実践, 生徒間の競争を促したり成績を重視する遂行目標を強調するのではなく, 学習内容の理解や熟達を重視する熟達目標を強調した指導の実践, コンピューターによる質問のやりとりの実践, 社会的スキルトレーニングを参考にした学業的援助要請を促進させる学習プログラムの実践などを提言した。また, 先ほ

ど今後の課題の1つ目として、適応的援助要請を行うスキルの実態について解明することを指摘したが、どのようにしたら最も効果的で有効な援助が得られるかといった適応的援助要請スキルを向上させるトレーニングの実践なども考えられる。

しかし、本研究も含めこれまでの学業的援助要請研究は学業的援助要請の規定因の解明に終始しており、より効果的な学業的援助要請を積極的に行えるようになるための実践的な介入研究はこれまで行われていない。従って、学業的援助要請を促進させるための教育環境の整備，教育カリキュラムの開発やその有効性について検討を行うことは今後の重要な課題であろう。

最後に、3つ目の課題として、これまで行われてきた学業的援助要請研究は米国を中心とする諸外国で行われたものがほとんどであり、わが国における研究は非常に少ないということがあげられる。

わが国と欧米諸国では、他者に援助を求めることに対する文化的な価値観の違いやこれに関連した教育環境の違いなど種々の相違点が考えられる。特に他者に援助を求めることに対しては、わが国独特の文化が存在する。例えば、「甘えの構造」(土居，1971)に代表される相互依存的な援助要請を許容する雰囲気があることや、また「義理」，「恩」という概念に代表されるように援助を受けたことを非常に重視するようなことなどがあげられる(相川，1989)。さらに、こうした文化的な価値観の違いは欧米諸国では教師が児童や生徒に対して援助を要請するよりも自力で解決するように促しがちである(Nelson-Le Gall, 1987 ; Nelson-Le Gall, Gumerman, & Scott-Jones, 1983)のに対し、わが国では学業的援助要請はむしろ望ましい学習態度であると考えられ、奨励される場合が多い(中谷, 1998)など、学業的援助要請に対する態度にも表れるといえる。そのため、援助要請への価値観や教育環境についての文化的な違いが学業的援助要請にどのような影響を及ぼすかという点も含めた文化間比較研究が今後

は望まれる。

さらに、2 つ目の検討課題でも指摘した適応的援助要請の促進を促す教育環境の整備や教育カリキュラムの開発など実践的な介入を行う場合、わが国独自の研究から明らかになった知見を採用することが必要であろう。従って、今後は諸外国で行われた研究の追試も含め、わが国における学業的援助要請の実態に関するデータの蓄積が当初の課題になると思われる。

引 用 文 献

引用文献

- 相川 充 1989 援助行動 大坊郁夫・安藤清志・池田謙一(編) 社会心理学パースペクティブ 1 個人から他者へ 誠信書房
- 相川 充 2000 人づき合いの技術 -社会的スキルの心理学- セレクション社会心理学 20 サイエンス社
- 相川 充・吉森 譲 1995 心理的負債感尺度の作成の試み 社会心理学研究, **11**, 63-72.
- Ames, C. 1992 Classrooms: Goals, structures, and student motivation. *Journal of Educational Psychology*, **84**, 261-271.
- Ames, C., & Archer, J. 1988 Achievement goals in the classroom: Student's learning strategies and motivation processes. *Journal of Educational Psychology*, **80**, 260-267.
- Buhrmester, D., & Furman, W. 1987 The development of companionship and intimacy. *Child Development*, **58**, 1101-1113.
- 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.
- Butler, R., & Neuman, O. 1995 Effects of task and ego achievement goals on help-seeking behaviors and attitudes. *Journal of Educational Psychology*, **64**, 277-294.
- 出口拓彦 2002 グループ学習に対する教師の指導および児童の特性と学習中の発話頻度の関連 教育心理学研究, **50**, 323-333.
- DePaulo, B.M. 1983 Perspectives on help-seeking. In DePaulo, B.M., Nadler A., & Fisher, J.D.(Eds.), *New directions in helping. Vol.2: Help-seeking*. New York: Academic Press.
- Dillon, J.T. 1982 The multidisciplinary study of questioning. *Journal of Educational Psychology*, **74**, 147-165.
- 土居健郎 1971 「甘え」の構造 弘文社
- Dweck, C.S. 1986 Motivational processes affecting learning. *American Psychologist*, **41**,

1040-1048.

- Festinger, L. 1954 A theory of social comparison processes. *Human Relations*, **1**, 117-140.
- Fischer, P., & Torney, J. 1976 Influence of stories on dependency, a sex-typed behavior. *Developmental Psychology*, **12**, 489-490.
- Fisher, J., Nadler, A., & DePaulo, B. (Eds.) 1983 *New directions in helping. Vol.2: Help-seeking*. New York: Academic Press.
- Good, T.L., Slavings, R.L., Harel, K.H., & Emerson, H. 1987 Student passivity: Study of question-asking in K-12 classroom. *Sociology of Education*, **60**, 181-199.
- 後藤 容子・向山 泰代・辻 平治郎・黒丸 正四郎・新田 愛・村田 牧子
1989 自己意識に関する発達的研究(1)－Fenigsteinらの自己意識尺度を用いて－日本教育心理学会第31回総会発表論文集, 217.
- Harter, S. 1982 The perceived competence scale for children. *Child Development*, **53**, 87-97.
- 生田淳一・丸野俊一 2000 なぜ小学生が授業中に質問しないのか？日本教育心理学会第42回総会発表論文集, 370.
- 生田淳一・丸野俊一 2002 授業での小学生の質問生成プロセスは課題志向性の水準によってどのように異なるか 九州大学心理学研究, **3**, 77-85.
- 生田淳一・丸野俊一・加藤和生 2001 大学生の発言スタイル(1) 日本教育心理学会 43 回総会発表論文集, 272.
- 伊藤 忠弘 1991 セルフ・ハンディキャッピングの研究動向 東京大学教育学部紀要, **31**, 153-162.
- 伊藤 崇達 1996 学業達成場面における自己効力感, 原因帰属, 学習方略の関係 教育心理学研究, **44**, 340-349.
- Karabenick, S.A. (Ed.) 1998 *Strategic help seeking: Implications for learning and teaching*. Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Karabenick, S.A., & Knapp, J.R. 1988a Help seeking and the need for academic assistance. *Journal of Educational Psychology*, **80**, 406-408.
- Karabenick, S.A., & Knapp, J.R. 1988b Effects of computer privacy on help-seeking.

- Journal of Applied Social Psychology*, **18**, 461-472.
- Karabenick, S.A., & Knapp, J.R. 1991 Relationship of academic help seeking to the use of learning strategies and other instrumental achievement behavior in college students. *Journal of Educational Psychology*, **83**, 221-230.
- Meece, L.J., Blumenfeld, P.C., & Hoyle, R.H. 1988 Goal orientations and cognitive engagement in classroom activities. *Journal of Educational Psychology*, **80**, 514-523.
- 水野治久・石隈利紀 1999 被援助志向性, 被援助行動に関する研究の動向 教育心理学研究, **47**, 530-539.
- Nadler, A., 1998 Relationship, esteem, and achievement perspectives on autonomous and dependent help-seeking. In Karabenick, S.A.(Ed.), *Strategic help seeking: Implications for learning and teaching*. Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Nadler, A. & Fisher, J.E. 1986 The role of threat to self-esteem and perceived control in recipient reactions to aid: Theory development and empirical validation. In Berkowitz, L.(Ed.) *Advances in experimental social psychology*. Vol.19. New York: Academic Press.
- 中谷素之 1998 教室における児童の社会的責任目標と学習行動, 学業達成の関連 教育心理学研究, **46**, 291- 299.
- Nelson-Le Gall, S. 1981 Help seeking: An understudied problem-solving skill in children. *Developmental Review*, **1**, 224-246.
- Nelson-Le Gall, S. 1987 Necessary and unnecessary help-seeking in children. *Journal of Genetic Psychology*, **148**, 53-62.
- Nelson-Le Gall, S., DeCooke, P., & Jones, E. 1989 Children's self-perceptions of competence and help seeking. *Journal of Genetic Psychology*, **150**, 457-459.
- Nelson-Le Gall, S. & Glor-Scheib, S. 1985 Help seeking in elementary classrooms: An observational study. *Contemporary Educational Psychology*, **10**, 58-71.
- Nelson-Le Gall, S., & Glor-Scheib, S. 1986 Academic help-seeking and peer relations in school. *Contemporary Educational Psychology*, **11**, 187-193.
- Nelson-Le Gall, S., & Gumerman, R.A. 1984 Children's perceptions of helpers and helper

- motivation. *Journal of Applied Developmental Psychology*, **5**, 1-12.
- Nelson-Le Gall, S., Gumerman, R.A., & Scott-Jones, D. 1983 Instrumental help-seeking and everyday problem-solving: A developmental perspective. In DePaulo, B.M., Nadler, A., & Fisher, J.D.(Eds.), *New directions in helping. Vol.2: Help-seeking*. New York: Academic Press.
- 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. 1991 Goals and self-regulated learning: What motivates children to seek academic help? In Maehr, M.L., & Pintrich, P.R.(Eds.), *Advances in motivation and achievement: Goals and self-regulatory processes Vol.7*. Greenwich, CT: JAI Press.
- Newman, R.S. 1998 Help seeking during problem solving: Influences of personal and contextual achievement goals. *Journal of Educational Psychology*, **90**, 644-658.
- Newman, R.S., & Goldin, L. 1990 Reluctance to seek help with homework. *Journal of Educational Psychology*, **82**, 92-100.
- Newman, R.S., & Schwager, M.T. 1993 Student perceptions of the teacher and classmates in relation to reported help seeking in math class. *Elementary School Journal*, **94**, 3-17.
- Newman, R.S., & Schwager, M.T. 1995 Student's help-seeking during problem solving: Effect of grade, goal, and prior achievement. *American Educational Research Journal*, **32**, 352-376.
- 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
- Nolen, S.B. 1988 Reasons for studying: Motivational orientations and study strategies. *Cognition and Instruction*, **5**, 269-287.
- 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.
- Ryan, A.M., Pintrich, P.R., & Midgley, C. 2001 Avoiding seeking help in the classroom: Who and why ? *Educational Psychology Review*, **13**, 93-114.
- 桜井茂男 1983 認知されたコンピテンス測定尺度(日本語版)の作成 教育心理学研究, **31**, 245-249.

- 佐藤 純 1998 学習方略の有効性の認知・コストの認知・好みが学習方略の使用に及ぼす影響 教育心理学研究, **46**, 367-376.
- 佐藤 純・新井 邦二郎 1998 学習方略の使用と達成目標及び原因帰属との関係 筑波大学心理学研究, **20**, 115-124.
- 島田 泉・高木 修 1994 援助要請を抑制する要因の研究 I - 状況認知要因と個人特性の効果について - 社会心理学研究, **10**, 35-43.
- 島田 泉・高木 修 1995 援助要請行動の意志決定過程の分析 心理学研究, **66**, 269-276.
- Shwalb, D., & Sukemune, S. 1998 Help seeking in the Japanese college classroom: Cultural, developmental and social-psychological influences. In S. Karabenick(Ed.), *Strategic help seeking: Implications for learning and teaching*. Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- 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.
- 上淵 寿 1995 達成目標志向性が教室場面での問題解決に及ぼす影響 教育心理学研究, **43**, 392-401.
- van der Meij, H. 1988 Constraints on question asking in classroom. *Journal of Educational Psychology*, **80**, 401-405.
- van der Meij, H. 1990 Question asking: To know that you do not know is not enough. *Journal of Educational Psychology*, **82**, 505-512.
- van der Meij, H., & Dillon, J.T. 1994 Adaptive student questioning and verbal ability. *Journal of Experimental Education*, **62**, 277-290.
- 渡辺 玲二郎・佐久間 達也 1998 児童の算数不安の構造及びそれに対する教師のサポートについて - ソーシャルサポートの観点からの検討 - 教育心理学研究, **46**, 184-192.
- 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.

Zimmerman, B.J., & Martinez-Pons, M. 1986 Development of a structured interview for assessing student use of self-regulated learning strategies. *American Educational Research Journal*, **73**, 614-628.

Zimmerman, B.J., & Martinez-Pons, 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.

謝 辞

本論文の作成に際しては、多くの方々にご助言とご協力を頂きました。

主任指導教官である広島大学教育学研究科の石井眞治教授には、本論文の作成はもとより、私がゼミに所属してから7年間という長い間、公私ともに温かいご指導とご助言を賜りました。また、副指導教官である広島大学教育学研究科の前田健一教授、森敏昭教授には、本論文の審査を通じて貴重なご指導とご助言を頂きました。本論文の作成過程では、広島大学教育学研究科の井上弥助教授、広島大学教育学研究科附属教育実践センターの神山貴弥助教授に貴重なご助言を頂き、また励まして頂きました。この場をかりて、心よりお礼申し上げます。

データの収集に際しては、同じゼミの先輩でもあります広島市教育委員会指導主事の谷田寿幸先生をはじめ多くの先生方に多大なご協力を頂きました。この場をかりて、心よりお礼申し上げます。また、調査にご協力下さいました中学校の生徒の皆様にも心より感謝致します。

本論文の作成に際しては、石井眞治研究室をはじめとする広島大学教育学研究科学習開発学講座の大学院生の皆様、ならびに広島大学教育学研究科永田良太助手から公私に渡る励ましとご協力を頂きました。この場をかりて、心よりお礼申し上げます。

最後に、大学院進学という私のわがままを快く受け入れてくれ、金銭的援助や精神的な励ましで私を支えてくれた両親に心より感謝します。

2004年1月26日

野崎秀正