

〔原著〕

中学生における友人に対する援助要請の統計的特徴

—相談行動、悩みの経験、利益・コストにおける基礎的データの検討—

立正大学心理学部：永井 智
筑波大学大学院人間総合科学研究科：新井邦二郎

Statistical features of help-seeking toward peers among Japanese junior high-school students:
Investigation of consulting behavior, concerns and expected costs/benefits

Satoru Nagai and Kunijiro Arai

問題と目的

思春期とは、多くの悩みや困難に直面する時期であり、こうした問題との対峙は、個人におけるその後の精神的な発達へとつながるものである。しかし一方で、中学生における悩みは、様々な健康問題をもたらす可能性も指摘されている（伊藤，1993）。つまり、一人では解決できないような悩みを抱え続ける場合、時には何らかの援助を得ることが必要であると考えられる。しかし、わが国の中学生においては、悩みを抱えながら、それを誰にも相談しない者が比較的多く存在することが明らかになっている（石隈・小野瀬，1997；永井・新井，2005a）。そのため、適切なサポート提供のためには、相談行動の促進、抑制につながるような要因を明らかにする必要がある。

この悩みの相談という行動は、社会心理学における援助要請行動（help-seeking behavior）の観点からこれまで研究されてきた。そして、援助要請行動についての議論では、援助要請生起に影響する要因の1つとして、「利益・コスト」という概念が提唱されている（e.g., 相川，1989；高木，1997）。すなわち援助要請には、実行と回避のそれぞれにポジティブな結果である利益とネガティブな結果であるコストが存在する。そして、こうした結果の予想に基づき、援助要請の実行・回避が決定されるというのであ

る（高木，1997）。

海外の研究では、これに類する概念が「予期されるリスクと利益（anticipated risks & anticipated benefits）」という形で近年扱われており、これらが大学生の専門家に対する援助要請の説明に、一定の有効性を持つことが報告されている（e.g., Shaffer, Vogel, & Wei, 2006）。

わが国の中学生を対象とした質的研究からは、中学生は実際に相談行動に際して結果の予想を行っており、こうした結果の予想は、相談実行・回避の決定において主要な要因であることが明らかになっている（永井・新井，2007a）。また、永井・新井（2007b）は、中学生の自由記述に基づいて相談行動の利益・コスト尺度を作成し、利益・コストが相談行動の説明に有効であることを実証的に示している。以上から、利益・コストという視点は援助要請、あるいは相談行動の研究において比較的重要な概念であると考えられる。

しかしこうした研究が進む一方で、わが国では援助要請における基礎的な知見の蓄積が十分ではないという問題が存在する。例えば、中学生における相談行動、利益・コストの予想、あるいは悩みの経験がどの程度であり、性別や学年によってどのような違いがあるかという基本的な点についても、十分に明らかにはなっていない。一方で海外の研究では、援助要請やそれに関連する態度などの性差や発達差がしばしば

報告されている（水野・石隈，1999）。そのため，こうしたデモグラフィック要因は，援助要請を検討する上でしばしばコントロール要因として用いられる。しかし，例えば欧米の研究で頻繁に報告される性差などは，性役割の違いから説明されることが多いが（e.g., Good, Dell, & Mintz, 1989），欧米におけるこうした性役割と我が国における性役割は，必ずしも同一ではない。そのため，こうしたデモグラフィック要因が，我が国でも同じように援助要請に影響するかは定かではないのである。従ってわが国においても，こうした性差が同様に見られるのかについて，改めて検討される必要があると考えられる。

こうした基礎的知見の不足は，援助要請研究を行う上で，性別や年齢などのデモグラフィック要因をどの程度考慮すべきかという点を不明確にするだけでなく，実践的な側面に対しても大きな影響を与える。

例えば援助要請の促進を試みる場合，永井・新井（2007b）は，この利益・コストの変容が，中学生の相談行動の促進につながる可能性があると論じている。そして，利益・コスト変容の具体的な方法としては，ソーシャル・スキル・トレーニングやグループ活動形式でのピア・サポートなどが挙げられている。

ソーシャル・スキル・トレーニングなどの介入プログラムでは一般に，自己効力感や動機づけ，あるいはベースライン時のスキルのレベルなど，参加者の個人内要因が，プログラムの成果に影響することが明らかになっている（金山・佐藤・前田，2004）。そのため，効果的なプログラムの実行・開発のためには，こうした要因のアセスメントが重要であるといえる。

このことから，利益・コストなどへの介入を試みる際も同様に，介入対象となる生徒のベースライン時の相談行動や利益・コストなどを査定する必要があると考えられる。通常こうしたベースライン時の査定は，介入対象となる集団内での得点を相対的に比較し，各個人における得点の高低を判断することが多い（e.g., 江村・岡安，2003）。しかしながら例えば，志願者の

みに対してこうした介入を行うようなプログラムの場合，介入対象全員が，元々動機づけが高く，高いスキルや相談傾向を有している可能性がある。このような場合，介入の対象となる生徒の特性は，単にその集団内で比較されるだけでは十分ではない。こうした参加者の特性を明らかにするためには，単に集団内だけでの比較ではなく，一般サンプルの標準的な値とも比較される必要があると考えられる。そして，このような検討を行うためには，あらかじめ大規模なサンプルを対象とした，中学生における相談行動や利益・コストについての標準的なデータが明らかになっている必要がある。

以上のような点から本研究では，中学生における相談行動と，それに関連する変数の統計的特徴を明らかにし，わが国の援助要請研究における基礎的な知見を提供することを目的とする。具体的な変数としては，相談行動，利益・コストに加え，悩みの経験を扱う。一般に個人のニーズは，援助要請行動に非常に影響することが明らかになっており（e.g., Goodman, Sewell, & Jampol, 1984），援助要請の研究の上でも，統制要因として用いることの必要性が指摘されている（e.g., 水野・石隈，1999）。そのため，相談行動や利益・コストだけでなく，悩みの経験についても同様に，特徴を明らかにすることは，援助要請の研究において意義のあることと考えられる。

なお利益・コストについては，相談行動の利益・コスト尺度（永井・新井，2007b）は存在するが，この尺度にはいくつかの問題点も存在し，そうした点を改善する形で，相談行動の利益・コスト尺度改定版が作成されている（永井・新井，2008）。そのため改訂版では，もとの利益・コスト尺度からいくつかの下位尺度が除かれている。しかしながら本研究では，資料的な意味を含め，改定版の尺度では除かれている下位尺度についても，同様の検討を行う。

また，大規模なデータを用いた場合，統計的検定において，僅かな平均値の差でも有意差が生じるという問題がある。そこで本研究では，標本数の影響を考慮し，平均値の差を検討する際には，効果量の検討をあわせて行う。

方 法

データ収集期間 データの収集期間は2004年6月～2008年2月であった。

分析対象となったデータ データ収集期間の間に、関東地方の公立中学校55校で実施された複数の調査における8,902名分のデータのうち、データに不備のあった566名分のデータを除く、8,336名分のデータを用いた。ただし調査によって、使用された尺度は異なっているため、下位尺度によって利用可能なデータの数も異なっている（Table 1 参照）。各下位尺度のうち、最もデータ数の少ない下位尺度は2,964名、最もデータ数の多い下位尺度は7,266名であった。

分析対象となった変数

1. 中学生用友人に対する相談行動尺度 これは、永井・新井（2005b）によって作成された中学生における友人に対する相談行動を測定する尺度であり、「心理・社会的問題の相談行動（7

項目）」と「学業・進路的問題の相談行動（4項目）」という11項目で構成される。各項目ではそれぞれ、石隈・小野瀬（1997）による中学生の援助ニーズが提示された上で、「もしこのことで悩み、自分ひとりでは解決できないとしたら、どれくらい友達に相談すると思うか」と教示され、回答は、「1：相談しないと思う」～「5：相談すると思う」の5件法で回答を求められた。

2. 悩みの経験 先行研究における悩みの経験の測定は、相談行動尺度に対応する形で、相談行動尺度の11項目を用いて測定された。具体的には、相談行動尺度で用いられている悩みのそれぞれについて、「今年の四月から現在まで、このようなことで悩んだことがありますか？」と教示され、「1：悩んだことはない」～「5：悩んだことがある」の5件法で回答を求めた。

3. 相談行動の利益・コスト改定版 これは、永井・新井（2008）によって作成された中学生が友人に対する相談を行う際に予期する利益・

Table 1 各下位尺度で用いたサンプル数

		1 年生	2 年生	3 年生	全体	
悩みの経験	心理・社会的問題	女子	1036	1020	846	2902
		男子	1066	977	869	2912
		全体	2102	1997	1715	5814
	学習・進路的問題	女子	1031	1030	864	2925
		男子	1067	969	877	2913
		全体	2098	1999	1741	5838
相談行動	心理・社会的問題	女子	1279	1274	1071	3624
		男子	1291	1227	1101	3619
		全体	2570	2501	2172	7243
	学習・進路的問題	女子	1274	1283	1089	3646
		男子	1292	1219	1109	3620
		全体	2566	2502	2198	7266
利益・コスト	ポジティブな結果					
	否定的応答	女子	799	785	699	2283
	秘密漏洩					
	無効性 ^{a)}	男子	793	751	696	2240
	秘密漏洩 (旧) ^{a)}					
	自助努力 ^{a)}	全体	1592	1536	1395	4523
	問題の維持 (旧) ^{a)}					
	自己評価の低下	女子	549	536	446	1531
	自助努力による充実感	男子	510	493	430	1433
	問題の維持	全体	1059	1029	876	2964

^{a)} 相談行動の利益・コスト尺度改訂版尺度には含まれない下位尺度

コストを測定する尺度であり、相談実行の利益である「ポジティブな結果（8項目）」、相談実行のコストである「否定的応答（6項目）」「秘密漏洩（3項目）」「自己評価の低下（3項目）」、相談回避の利益である「自助努力による充実感（3項目）」、相談回避のコストである「問題の維持（3項目）」という計26項目で構成される。実施の際は、「もし、あなたが悩んだり、困ったりしたとき、自分の友だちに悩みを相談するとしたら、どのようなことを考えますか？また、相談した結果どうなると思いますか？」と教示され、「1：そう思わない」～「5：そう思う」の5件法で回答が求められた。

4. 相談行動の利益・コスト（旧版）のみに用いられている下位尺度 相談行動の利益・コスト尺度改定版において項目が追加されている「問題の維持（2項目：以降「問題の維持（旧）」と記述）」「秘密漏洩（2項目：以降「秘密漏洩（旧）」と記述）」および、改訂版では完全に項目が除かれた「無効性（4項目）」「自助努力（2項目）」という4つの下位尺度を扱った。教示及び回答の方法は、相談行動の利益・コスト尺度（改定版）と同様である。

結 果

各尺度の基礎的分析 まず、悩みの経験、相談行動、相談行動の利益・コスト尺度改訂版それぞれの利用可能なデータに対し、主因子法プロマックス回転による因子分析を行った。その結果、いずれの尺度においても先行研究同様の因子構造が得られた。また、各項目が対応する因子への負荷量は.42～.99であり、逆に、対応しない因子への負荷量の絶対値は.00～.20であった。そこで、各項目にもっとも負荷量の高かった項目の加算平均を、各下位尺度得点とした。最後に、各下位尺度得点における α 係数を算出したところ、それぞれ「心理・社会的問題についての悩みの経験」が.83、「学習・進路の問題についての悩みの経験」が.78、「心理・社会的問題についての相談行動」が.89、「学習・進路の問題についての相談行動」が.85、「ポジティブな結果」

が.91、「否定的応答」が.88、「秘密漏洩」が.92、「自己評価の低下」が.87、「自助努力による充実感」が.81、「問題の維持」が.86であり、いずれも高い内的整合性が示された。

悩みの経験および相談行動の性差・学年差 悩みの経験および相談行動の各下位尺度に対し、性別×学年の2要因分散分析を行った（Table 2参照）。まず、「心理・社会的問題についての悩みの経験」において、性別の主効果（ $F(1, 5808) = 710.77 \quad p < .01$ ）および学年の主効果（ $F(2, 5808) = 28.90 \quad p < .01$ ）が有意であったが、交互作用は有意ではなかった（ $F(2, 5808) = 0.50 \text{ n.s.}$ ）。「心理・社会的問題についての悩みの経験」については、男子よりも女子の方が得点が高く、平均値の差についてCohen's d を算出したところ、 $d = .69$ であり、中程度の効果量が示された。学年の主効果については、Tukeyの多重比較の結果、1年生、2年生、3年生の順に得点が高くなっており、全ての平均値の差は全て1%水準で有意であった。続いて、有意であった各学年間の差についても同様に効果量を算出した。その結果、1年生－3年生間の得点差についてのみ、弱い効果量が示されたが（ $d = .24$ ）、1年生－2年生間、2年生－3年生間の平均値の差の効果量はそれぞれ.10、.14であり、弱い効果とされる（Cohen, 1988）.20を下回る値が示された。

「学習・進路の問題についての悩みの経験」においては、性別の主効果（ $F(1, 5832) = 73.29 \quad p < .01$ ）および学年の主効果（ $F(2, 5832) = 104.32 \quad p < .01$ ）が有意であったが、交互作用（ $F(2, 5832) = 2.16 \text{ n.s.}$ ）は有意ではなかった。平均値の差については、「心理・社会的問題についての悩みの経験」と同様、性差については男子よりも女子の方が得点が高く、学年差については、1年生、2年生、3年生の順に得点が高くなっていた（全て $p < .01$ ）。性差についての効果量は $d = .22$ と、弱い効果量が示されたが、学年差については、1年生－3年生間の得点差についてのみ、ある程度の効果量が示されたものの（ $d = .46$ ）、1年生－2年生間、2年生－3年生間の平均値の差の効果量はそれぞれ

Table 2 悩みの経験および相談行動の記述統計

		記述統計				分散分析結果 ^{a)}							
		1 年生		2 年生		3 年生		全体		性差		学年差	
		Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD	平均値の比較	d	平均値の比較	d
悩みの経験	心理・社会的問題	女子	2.92(0.99)	3.02(0.98)	3.18(0.96)	3.03(0.99)	男子<女子** <u>.69</u>	1年<2年** <u>.10</u>					
	男子	2.27(0.93)	2.35(0.96)	2.48(0.94)	2.36(0.95)	2年<3年** <u>.14</u>							
	全体	2.59(1.01)	2.69(1.03)	2.83(1.01)	2.69(1.02)				1年<3年** <u>.24</u>				
	学習・進路的問題	女子	3.44(1.02)	3.65(1.00)	3.98(0.94)	3.68(1.02)	男子<女子** <u>.22</u>	1年<2年** <u>.16</u>					
	男子	3.28(1.08)	3.39(1.10)	3.70(1.08)	3.45(1.10)	2年<3年** <u>.14</u>							
	全体	3.36(1.06)	3.53(1.06)	3.84(1.02)	3.56(1.06)				1年<3年** <u>.46</u>				
相談行動	心理・社会的問題	女子	3.16(1.06)	3.14(1.07)	3.15(1.08)	3.15(1.07)	男子<女子** <u>.61</u>	n.s.					
	男子	2.49(1.09)	2.47(1.06)	2.53(1.10)	2.49(1.08)								
	全体	2.82(1.13)	2.81(1.12)	2.84(1.13)	2.82(1.13)								
	学習・進路的問題	女子	2.83(1.16)	2.80(1.18)	2.99(1.23)	2.87(1.19)	男子<女子** <u>.15</u>	2年<3年** <u>.17</u>					
	男子	2.64(1.19)	2.62(1.16)	2.83(1.23)	2.69(1.20)	1年<3年** <u>.15</u>							
	全体	2.73(1.18)	2.71(1.18)	2.91(1.23)	2.78(1.20)								

a) 交互作用はいずれも有意ではなかった。

性別については性別の主効果、学年については多重比較による平均値の差を表す

効果量が .20 を上回るものには、アンダーバーを付した

* $p < .05$, ** $p < .01$

.16, .14であり, .20を下回っていた。

「心理・社会的問題についての相談行動」については、性別の主効果 ($F(1, 7237) = 665.80$ $p < .01$) のみ有意であり、学年の主効果 ($F(2, 7237) = 0.76$ n.s.), 交互作用 ($F(2, 7237) = 0.56$ n.s.) とともに有意ではなかった。性差については、男子よりも女子の方が高い得点が示され、効果量も .61と、中程度の値が示された。

最後に、「学習・進路の問題についての相談行動」については、性別の主効果 ($F(1, 7260) = 39.77$ $p < .01$) および学年の主効果 ($F(2, 7260) = 19.45$ $p < .01$) が示されたが、交互作用 ($F(2, 7260) = 0.12$ n.s.) は有意ではなかった。性差についてはこれまでの変数同様男子よりも女子の方が得点が高かったが、効果量は、.20を下回っていた ($d = .15$)。一方学年差については、3年生が1年生および2年生よりも1%水準で高い値を示した。しかしながらいずれの平均値差も効果量は、.20を下回っていた(それぞれ .15, .17, .15)。

以上のように、効果量が .20 を上回った平均値差についてまとめると、悩みの経験については、「心理・社会的問題についての悩みの経験」および「学習・進路の問題についての悩みの経験」とともに男子よりも女子の方が得点が高く、

1年生よりも3年生の方が高い得点を示した。一方で相談行動については、「心理・社会的問題の相談行動」において男子よりも女子の方が得点が高いという差がみられたのみであった。

相談行動の利益・コストの性差・学年差 続いて、相談行動の利益・コスト尺度改定版の各下位尺度に対し、性別×学年の2要因分散分析を行った (Table 3 参照)。相談行動の利益・コスト尺度の改定版の「ポジティブな結果」においては、性別の主効果 ($F(1, 4517) = 327.77$ $p < .01$) および学年の主効果 ($F(2, 4517) = 9.72$ $p < .01$) が有意であったが、交互作用 ($F(2, 4517) = 0.87$ n.s.) は有意ではなかった。性差については男子よりも女子の方が得点が高く、中程度の効果量が示された ($d = .53$)。一方学年差については、2年生が最も低く、1年生よりも5%水準で、3年生よりも1%水準で得点が低かったが、効果量はそれぞれ .09, .15であり, .20を下回っていた。

「否定的応答」においては、性別の主効果 ($F(1, 4517) = 161.24$ $p < .01$) のみ有意であり、女子よりも男子の方が得点が高く、効果量は .38であった。残る学年の主効果 ($F(2, 4517) = 2.47$ n.s.) および交互作用 ($F(2, 4517) =$

0.01 n.s.) は有意ではなかった。

「秘密漏洩」においては、性別の主効果 ($F(1, 4517) = 56.54 \ p < .01$) および学年の主効果 ($F(2, 4517) = 7.03 \ p < .01$) が有意であったが、交互作用 ($F(2, 4517) = 2.00 \text{ n.s.}$) は有意ではなかった。性差については女子よりも男子の方が得点が高く、効果量は.22であった。一方学年差については、3年生が最も低く、2年生よりも5%水準で、1年生よりも1%水準で得点が低かったが、効果量はそれぞれ.10, .13であり、.20を下回っていた。

「自己評価の低下」においては、性別の主効果 ($F(1, 2958) = 46.68 \ p < .01$) のみ有意であり、女子よりも男子の方が得点が高く、効果量は.26であった。残る学年の主効果 ($F(2, 2958) = 2.03 \text{ n.s.}$) および交互作用 ($F(2, 2958) = 0.23 \text{ n.s.}$) は有意ではなかった。

「自助努力による充実感」においては、性別の主効果 ($F(1, 2958) = 65.05 \ p < .01$) およ

び学年の主効果 ($F(2, 2958) = 3.14 \ p < .01$) が有意であったが、交互作用 ($F(2, 2958) = 0.16 \text{ n.s.}$) は有意ではなかった。性差については女子よりも男子の方が得点が高く、効果量は.31であった。一方学年差については、3年生が1年生よりも5%水準で高かったが、効果量は.11であり、.20を下回っていた。

「問題の維持」においては、性別の主効果 ($F(1, 2958) = 84.91 \ p < .01$) および学年の主効果 ($F(2, 2958) = 7.49 \ p < .01$) が有意であったが、交互作用 ($F(2, 2958) = 1.57 \text{ n.s.}$) は有意ではなかった。性差については男子よりも女子の方が得点が高く、効果量は.34であった。一方学年差については、1年生、2年生、3年生の順に得点が低くなっていた (全て $p < .01$)。しかしながら、1年生 - 3年生間の得点差についてのみ、弱い効果量が示されたものの ($d = .20$)、1年生 - 2年生間、2年生 - 3年生間の平均値の差の効果量はそれぞれ

Table 3 相談行動の利益・コストの記述統計

		記述統計				分散分析結果 ^{a)}	
		1年生	2年生	3年生	全体	性差	学年差
		Mean SD	Mean SD	Mean SD	Mean SD	平均値の比較 d	平均値の比較 d
実行-利益	ポジティブな結果	女子 3.72(0.89)	3.66(0.85)	3.77(0.86)	3.71(0.87)	男子 < 女子 **, .53	2年 < 1年 * .09 2年 < 3年 ** .15
		男子 3.25(0.99)	3.12(0.93)	3.30(0.93)	3.22(0.96)		
		全体 3.49(0.97)	3.40(0.93)	3.54(0.93)	3.47(0.94)		
	否定的応答	女子 2.13(0.89)	2.17(0.84)	2.09(0.79)	2.13(0.84)	女子 < 男子 **, .38	n.s.
		男子 2.47(0.95)	2.50(0.95)	2.43(0.87)	2.47(0.93)		
		全体 2.30(0.94)	2.33(0.91)	2.26(0.85)	2.30(0.90)		
実行-コスト	秘密漏洩	女子 2.65(1.26)	2.70(1.23)	2.51(1.26)	2.63(1.25)	女子 < 男子 **, .22	3年 < 2年 * .10 3年 < 1年 ** .13
		男子 3.01(1.32)	2.88(1.25)	2.82(1.21)	2.91(1.26)		
		全体 2.83(1.30)	2.79(1.24)	2.66(1.24)	2.77(1.27)		
	自己評価の低下	女子 2.25(1.20)	2.27(1.17)	2.37(1.15)	2.29(1.17)	女子 < 男子 **, .26	n.s.
		男子 2.53(1.18)	2.61(1.14)	2.63(1.17)	2.59(1.17)		
		全体 2.39(1.20)	2.43(1.17)	2.50(1.17)	2.43(1.18)		
回避-利益	自助努力による充実感	女子 2.67(1.02)	2.72(1.00)	2.82(0.98)	2.73(1.00)	女子 < 男子 **, .31	1年 < 3年 * .11
		男子 3.00(1.08)	3.03(1.00)	3.09(0.99)	3.04(1.03)		
		全体 2.83(1.07)	2.87(1.01)	2.95(0.99)	2.88(1.03)		
回避-コスト	問題の維持	女子 3.54(1.13)	3.46(1.06)	3.26(1.03)	3.43(1.08)	男子 < 女子 **, .34	3年 < 2年 * .12 3年 < 1年 ** .18
		男子 3.10(1.17)	3.05(1.08)	2.99(1.12)	3.05(1.13)		
		全体 3.33(1.17)	3.26(1.09)	3.13(1.09)	3.25(1.12)		

a) 交互作用はいずれも有意ではなかった。

性別については性別の主効果、学年については多重比較による平均値の差を表す。

効果量が.20を上回るものには、アンダーバーを付した。

* $p < .05$, ** $p < .01$

.11, .10であり, .20を下回っていた。

以上のように各利益・コストにおいては、全ての下位尺度において効果量が、20以上の性差が見られ、相談実行の利益である「ポジティブな結果」と、相談回避のコストである「問題の維持」は女子の方が高く、相談実行のコストである「否定的応答」「秘密漏洩」「自己評価の低下」および、相談回避の利益である「自助努力による充実感」は男子の方が高かった。学年差については、いくつかの有意差は見られたものの、いずれも効果量は非常に低いものであった。

旧尺度における利益・コストの性差・学年差最後に、相談行動の利益・コスト尺度には含まれていたが、改訂版では除かれた各下位尺度に対し、同様の2要因分散分析を行った（Table 4 参照）。まず「無効性」においては、性別の主効果（ $F(1, 4517) = 87.38 \quad p < .01$ ）および学年の主効果（ $F(2, 4517) = 7.47 \quad p < .01$ ）が有意であったが、交互作用（ $F(2, 4517) = .11 \text{ n.s.}$ ）は有意ではなかった。性差については女子よりも男子の方が得点が高く、効果量は.28であった。一方学年差については、2年生の得点が1年生よりも5%水準で高かったが、効果量はそれぞ

れ.13であり, .20を下回っていた。

「秘密漏洩（旧）」においては、性別の主効果（ $F(1, 4517) = 52.92 \quad p < .01$ ）および学年の主効果（ $F(2, 4517) = 6.75 \quad p < .01$ ）が有意であったが、交互作用（ $F(2, 4517) = 1.83 \text{ n.s.}$ ）は有意ではなかった。性差については女子よりも男子の方が得点が高く、効果量は.21であった。一方学年差については、3年生が最も低く、2年生よりも5%水準で、1年生よりも1%水準で得点が低かったが、効果量はそれぞれ.10, .13であり, .20を下回っていた。

「自助努力」においては、性別の主効果（ $F(1, 4517) = 124.31 \quad p < .01$ ）のみ有意であり、学年の主効果（ $F(2, 4517) = 2.30 \text{ n.s.}$ ）および交互作用（ $F(2, 4517) = 0.09 \text{ n.s.}$ ）は有意ではなかった。性差については女子よりも男子の方が得点が高く、効果量は.33であった。

「問題の維持（旧）」においては、性別の主効果（ $F(1, 4517) = 127.43 \quad p < .01$ ）および学年の主効果（ $F(2, 4517) = 15.88 \text{ n.s.}$ ）が有意であったが、交互作用（ $F(2, 4517) = 0.01 \text{ n.s.}$ ）は有意ではなかった。性差については男子よりも女子の方が得点が高く、効果量は.33であった。一方学年差については、3年生が最も低

Table 4 旧尺度にのみ含まれる各下位尺度の記述統計

		記述統計				分散分析結果 ^{a)}	
		1年生		2年生		性差	学年差
		Mean	SD	Mean	SD		
無効性	女子	2.29(0.98)	2.44(1.00)	2.37(0.98)	2.36(0.99)	女子<男子 **.28	1年<2年 * .13
	男子	2.59(1.05)	2.71(1.00)	2.63(0.98)	2.64(1.01)		
	全体	2.44(1.03)	2.57(1.01)	2.50(0.99)	2.50(1.01)		
実行-コスト	女子	2.68(1.27)	2.73(1.26)	2.54(1.28)	2.66(1.27)	女子<男子 **.21	3年<2年 **.10 3年<1年 **.13
	男子	3.03(1.35)	2.91(1.27)	2.84(1.23)	2.93(1.29)		
	全体	2.86(1.32)	2.82(1.27)	2.69(1.27)	2.79(1.29)		
回避-利益	女子	2.78(1.12)	2.85(1.11)	2.88(1.12)	2.83(1.12)	女子<男子 **.33	n.s.
	男子	3.17(1.21)	3.23(1.07)	3.23(1.16)	3.21(1.15)		
	全体	2.97(1.18)	3.03(1.11)	3.06(1.15)	3.02(1.15)		
回避-コスト 問題の維持（旧）	女子	3.56(1.15)	3.44(1.12)	3.32(1.11)	3.44(1.13)	男子<女子 **.33	2年<1年 **.11 3年<2年 * .10 3年<1年 **.20
	男子	3.17(1.23)	3.04(1.11)	2.94(1.16)	3.06(1.17)		
	全体	3.37(1.21)	3.24(1.13)	3.13(1.15)	3.25(1.17)		

a) 交互作用はいずれも有意ではなかった。

性別については性別の主効果、学年については多重比較による平均値の差を表す。

効果量が.20を上回るものには、アンダーバーを付した。

* $p < .05$, ** $p < .01$

く、2年生よりも5%水準で、1年生よりも1%水準で得点が低かったが、効果量はそれぞれ、.12、.18であり、.20を下回っていた。

各下位尺度の分布の特徴 最後に、各下位尺度の男女別の記述統計および尖度と歪度をTable 5に示す。ほとんどの下位尺度において、尖度は負の値を示した。また、利益・コストに関する歪度は、相談実行の利益と相談回避のコストが負の、相談実行のコストと相談回避の利益が正の値が示され。この傾向は男女ともほぼ同様であった。一方、心理社会的問題の悩みの経験および相談行動においては、女子がわずかながら負の歪度を示した一方、男子においてはいずれも正の歪度が示された。

考 察

各下位尺度の性差

各変数に対する分散分析の結果、「学習・進路的問題の相談行動」を除くすべての下位尺度に性差が見られた。一般に思春期以降、女子においては男子に比べて高い抑うつや (Nolen-Hoeksema, 1990)、低い自尊感情 (東・岩崎・小林, 2001) が示されるようになるなど、全般的に精神的健康のレベルが男子よりも低くなることが明らかになっている。本研究における悩

みの経験の性差は、こうした知見と整合するものであるといえる。

また、各相談行動において確認された性差も、従来の知見と一致するものであった。しかしながら、「心理・社会的問題の相談行動」では、中程度の効果量が示されたのに対し、一方の「学習・進路的問題の相談行動」における性差の効果量は非常に弱いものであり、.20を下回っていた。このことから、相談行動における性差の程度は、援助要請を行う問題の種類によって異なることがあると言える。水野・石隈 (1999) は、援助要請における性差の報告は多いものの、性差が示されないとされる結果も複数存在することを指摘している。先行研究におけるこのような性差の存在の有無は、こうした問題の種類による違いが影響している可能性も考えられる。そのため今後、この問題の種類という視点から援助要請を捉えることは、援助要請の性差に関する知見の整理に役立つ可能性もある。

また、悩みの経験と利益・コストのうち、女子の方が高い得点を示した悩みの経験、相談実行の利益および相談回避のコストは、いずれも理論上は援助要請を促進するものである。一方で、男子の方が高い得点を示した相談実行のコストと相談回避の利益は、いずれも理論上は援

Table 5 各下位尺度についての要約

		女子				男子				全体			
		Mean	SD	尖度	歪度	Mean	SD	歪度	尖度	Mean	SD	歪度	尖度
悩みの経験	心理・社会的問題	3.03 (0.99)		-0.08	-0.80	2.36 (0.95)		0.46	-0.43	2.69 (1.02)		0.18	-0.81
	学習・進路的問題	3.68 (1.02)		-0.69	-0.25	3.45 (1.10)		-0.52	-0.54	3.56 (1.06)		-0.61	-0.40
相談行動	心理・社会的問題	3.15 (1.07)		-0.18	-0.73	2.49 (1.08)		0.31	-0.76	2.82 (1.13)		0.05	-0.89
	学習・進路的問題	2.87 (1.19)		0.06	-0.96	2.69 (1.20)		0.12	-0.99	2.78 (1.20)		0.09	-0.97
利益・コスト	ポジティブな結果	3.71 (0.87)		-0.69	0.20	3.22 (0.96)		-0.40	-0.16	3.47 (0.94)		-0.55	-0.06
	否定的応答	2.13 (0.84)		0.73	0.04	2.47 (0.93)		0.46	-0.11	2.30 (0.90)		0.60	-0.06
	秘密漏洩	2.63 (1.25)		0.22	-1.04	2.91 (1.26)		0.06	-1.00	2.77 (1.27)		0.14	-1.03
	自己評価の低下	2.29 (1.17)		0.65	-0.48	2.59 (1.17)		0.33	-0.66	2.43 (1.18)		0.48	-0.63
	自助努力による充実感	2.73 (1.00)		0.10	-0.43	3.04 (1.03)		0.03	-0.37	2.88 (1.03)		0.07	-0.40
	問題の維持	3.43 (1.08)		-0.38	-0.45	3.05 (1.13)		-0.09	-0.62	3.25 (1.12)		-0.24	-0.60
利益・コスト (旧尺度)	無効性	2.36 (0.99)		0.44	-0.38	2.64 (1.01)		0.24	-0.35	2.50 (1.01)		0.34	-0.40
	秘密漏洩 (旧)	2.66 (1.27)		0.20	-1.07	2.93 (1.29)		0.06	-1.05	2.79 (1.29)		0.13	-1.06
	自助努力	2.83 (1.12)		0.13	-0.60	3.21 (1.15)		-0.07	-0.69	3.02 (1.15)		0.04	-0.67
	問題の維持 (旧)	3.44 (1.13)		-0.42	-0.47	3.06 (1.17)		-0.09	-0.68	3.25 (1.17)		-0.26	-0.65

助要請を抑制するものである。すなわち相談行動の性差は、このように相談行動に影響する要因のレベルから既に存在していると考えられる。従って、援助要請における性差のメカニズムを検討する場合、単に援助要請の性差のみを検討するだけでなく、これら援助要請に対して影響する要因の性差も同時に検討することが、援助要請の性差のメカニズムを解明する上で有用であると考えられる。

各下位尺度の学年差

学年差についても、多くの尺度で有意な結果が示された。全体的に、悩みの経験と相談行動は学年の上昇とともに高くなっており、こうした結果は、思春期以降、多くの課題に直面し、同時に仲間同士で深い自己開示をしあえるような親密な関係を形成してゆく過程を反映しているものと考えられることができる。

しかしながら本研究での学年差は、ほとんどが効果量が.20を下回るものであり、.20以上の効果量が示されたのは、心理・社会的問題と学習・進路の問題の悩みの経験および「問題の維持(旧)」における、1年生－3年生間の差のみであった。そのため、学年の上昇に伴うこうした得点の変化は、1年単位で比較した場合、わずかな差しか存在しないといえる。実際、中学生の自己開示(渋谷・伊藤, 2004)や同輩とのコミュニケーションスキル(飯田・石隈, 2002)についても同様に、学年差は存在するものの、その差はあまり大きいものではないことが明らかになっている。以上から、こうした学年差は、存在しないわけではないものの、中学生という範囲内で見た場合、その差はわずかなものであることが示唆される。

本研究のまとめと限界

最後に、本研究の限界について述べる。本研究では、関東地方の中学生のみを調査の対象としている。しかしながら先行研究では、全国調査(石隈・小野瀬, 1997)の結果と関東地方の中学生のみを対象とした調査とで、悩みの経験者や悩みを誰にも相談しない者の割合が異なる

ことが明らかになっている(永井・新井, 2005a)。そのため、関東圏以外の地域の中学生における相談行動を検討する場合、本研究で得られた平均値などをそのまま基準として使用可能かについては、留意する必要がある。

このような限界があるとはいえ、本研究では関東地方における中学生の大規模なデータをもとに、中学生における相談行動、悩みの経験、利益・コストの傾向について、効果量の検討を含めた基礎的なデータを提供したという点で意義を持つと考えられる。今後、中学生を対象とした相談行動の研究を行う場合、その目的に応じ、本研究の結果を用いて調査対象となる中学生の特性を考慮しながら研究を行うことが望まれる。

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) 個人から他者へ 社会心理学パースペクティブ1 誠信書房 Pp. 291-311.
- 東清和・岩崎容子・小林恵 2001 自尊感情(Self-esteem)に関する性差研究の動向 早稲田大学大学院教育学研究科紀要, 12, 1-15.
- Cohen, J. 1988 *Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences (2nd ed.)*. Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- 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.
- Good, G.E., Dell, D.M., & Mintz, L.B. 1989 Male role and gender role conflict: Relations to help seeking in men. *Journal of Counseling Psychology*, 36, 295-300.
- Goodman, S.H., Sewell, D.R., & Jampol, R.C. 1984 On going to the counselor: Contributions of life stress and social supports to the decision to seek psychological counseling. *Journal of Counseling Psychology*, 31, 306-313.
- 飯田順子・石隈利紀 2002 中学生の学校生活

- スキルに関する研究－学校生活スキル尺度（中学生版）の開発 教育心理学研究, 50, 225-236.
- 伊藤武樹 1993 悩みとその対処行動が中学生の健康レベルに及ぼす影響 学校保健研究, 35, 413-424.
- 石隈利紀・小野瀬雅人 1997 スクールカウンセラーに求められる役割に関する学校心理学的研究－子ども・教師・保護者を対象としたニーズ調査より 文部省科学研究費補助金（基盤研究<c><2>）研究成果報告書（課題番号06610095）
- 金山元春・佐藤正二・前田健一 2004 学級単位の集団社会的スキル訓練－現状と課題 カウンセリング研究, 37, 270-279.
- 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.
- 永井智・新井邦二郎 2005a 中学生における悩みの相談に関する調査 筑波大学発達臨床心理学研究, 17, 29-37.
- 永井智・新井邦二郎 2005b 中学生用友人に対する相談行動尺度の作成 筑波大学心理学研究, 30, 73-80.
- 永井智・新井邦二郎 2007a 中学生における相談行動の規定因－修正版グランデッド・セオリー・アプローチによる検討 学校心理学研究, 7, 35-45.
- 永井智・新井邦二郎 2007b 利益とコストの予期が中学生における友人への相談行動に与える影響の検討 教育心理学研究, 55, 197-207.
- 永井智・新井邦二郎 2008 相談行動の利益・コスト尺度改訂版の作成 筑波大学心理学研究, 35, 49-55.
- Nolen-Hoeksema, S. 1990 *Sex differences in depression*. Stanford, California: Stanford university press.
- Shaffer, P.A., Vogel, D.L., & Wei, M. 2006 The mediating roles of anticipated risks, anticipated benefits, and attitudes and the decision to seek professional help: An attachment perspective. *Journal of Counseling Psychology*, 53, 442-452.
- 渋谷郁子・伊藤裕子 2004 中学生の自己開示－自己受容との関連で カウンセリング研究, 27, 250-259.
- 高木修 1997 援助行動の生起過程に関するモデルの提案 関西大学社会学部紀要, 29, 1-21.

謝 辞

ここまでのデータを収集するにあたり、お忙しい中調査にご協力いただいた中学校の先生方、生徒の皆さんに心より感謝いたします。本当にありがとうございました。