大学生の友人に対する援助要請意識尺度の作成

芥川　亘*・兒玉憲一*

Development of the Unprofessional Help-seeking Consciousness Scale for University students

Wataru Akutagawa*　Kenichi Kodama*

The purpose of this study was to develop of the Unprofessional Help-seeking Consciousness Scale for University students. The preliminary investigation was administrated to 120 university students. As the result of factor analysis, three-factor-structure with affirmative manner, treatment fearfulness and fall of the self-evaluation was provided. The investigation examined the reliability and the validity of the scale. This was administrated to 142 university students. As a result, some high reliability and some validity was confirmed. The result of this study showed some utility of the scale.

Keywords : help-seeking, unprofessional, university students

問題と目的

近年，様々な心の問題を抱える大学生が増えているとともに，心の問題により，不登校や不本意な休学，退学をする学生が増えていることが指摘されている(文部省高等教育局・大学生における学生生活の充実に関する調査研究会,2000)。これは，学生生活上において重要な問題であると考えられる。そこで，問題を抱えた学生に対して，心理的な援助サービスを提供する学生相談機関を設置する大学が増加している(大島・林・三川・峰松・塚田,2004)。しかし，学生相談機関を設置しているにもかかわらず，日本学生相談学会特別委員会(2001)の2000年度の調査によれば，日本の大学の学生が学生相談機関に来談する割合（来談率）は2.8％，短期大学は5.5％ということであり，全体としては依然として来談率が高いとはいえない(伊藤，2007)。このように悩みを抱える大学生は多いものの，専門家に心理的援助を求めない大学生が多いのである。援助要請行動は，Depoulo(1983)によると，問題を抱えている個人が，問題の解決のために他者に対して直接的に援助を求める行動であると定義している。援助要請意識は，援助要請行動を行う際の意識である。また，学生相談よりも友人や家族などの身近な人物への援助要請が高いこと(木村・水野，2004)や，学生同士によるピア・サポート(内野，2003)など，非専門家への援助要請行動も重要であるとされている。

援助要請に関する尺度の1つに，専門家に心理的援助を求めるかどうかを測定する田村・石隈

* 広島大学大学院教育学研究科(Graduate School of Education, Hiroshima University)

(2001)の被援助志向性尺度がある。被援助志向性とは，何らかの危機に直面した者が，他者に対して積極的に援助を求めるかどうかの認知的枠組みである（田村・石隈，2002)。この尺度は大学生に適応可能であるが，専門家に対する援助要請を測定するものであるため，非専門家に対する援助要請の測定には使用できない。非専門家である友人に対しての援助要請を測定する尺度には，永井・新井(2008)の相談行動の利益・コスト尺度改訂版があるが，これは中学生用である。つまり，大学生の友人に対する援助要請意識を測定する尺度を用いた研究はほとんど見られない。そこで，大学生の友人に対する援助要請意識を測定する尺度の作成が必要と考えられる。

ところで，援助要請意識と類似する概念として，ソーシャル・サポートがある。久田・千田・箕口(1989)はソーシャル・サポートを「ふだんから自分を取り巻く重要な他者に愛され大切にされており，もし何か問題が起こっても援助してもらえる，という期待の強さ」であると操作的に定義している。これは，過去の経験によって形成された重要な他者に援助を求める際の期待を表わしており，援助要請意識の肯定的な一側面であると考えられる。ソーシャル・サポートと同様に，援助要請意識の一側面として考えられるものに，谷口・浦(2003)のサポート受領尺度がある。これは，最近数ヶ月の間で親しい友人からどの程度のサポートを受け取ったかを測定することにより，普段友人からサポートを受け取っているかどうかを測定するものである。つまり，実際に友人に対して援助要請を行った行動の度合いであり，援助要請意識が行動に表れたものであると考えられる。

そこで，本研究では，予備調査で大学生の友人に対する援助要請意識尺度を作成し，本調査では，研究1で作成した尺度の信頼性と妥当性を，とくに，ソーシャル・サポート尺度（久田・千田・箕口，1989)，サポート受領尺度（谷口・浦，2003）を用いて構成概念妥当性を検討することを目的とする。

予備調査

目的

援助要請行動に関する測定する尺度には永井・新井(2008)の相談行動の利益・コスト尺度改訂版，永井・新井(2007)の相談行動の利益コスト尺度，田村・石隈(2001)の被援助志向性尺度などがある。しかし，大学生の友人に対する援助要請意識を測定する尺度が見られない。そこで，予備調査では，上記の3尺度を基に，大学生の友人に対する援助要請意識尺度を作成することを目的とする。

方法

調査対象者　調査対象者は，大学生120名であった。なお，回答に不備のあった者2名を除く118名（男性37名，女性77名，不明4名)を分析対象とした。分析対象者の平均年齢は20.90歳（SD=0.82)であった。

調査手続き　10月の大学の講義の時間を利用し，無記名自記式質問紙を配布，その場で回答してもらい回収した。

質問紙の構成　①援助要請意識項目：永井・新井(2008)の26項目を基本とし，改訂版で削除されていた永井・新井(2007)の「無効性」の1因子4項目と，田村・石隈(2001)の被援助志向性尺度のうち内容が重複する2項目を削除した9項目を加えた。最終的に，質問項目は39項目で，それら

をランダムに並べ替えて使用したものを Table 1 に示した。「大学生が友人に悩みを相談することについて思うこと」に対してどの程度当てはまると思うかを尋ねた。そして，各項目について，「そう思わない(1 点)」,「ややそう思わない(2 点)」,「どちらともいえない(3 点)」,「ややそう思う(4 点)」,「そう思う(5 点)」の 5 段階で回答を求めた。

Table 1
大学生の友人に対する援助要請意識尺度の項目案

	項目内容
S1	友人に相談しても，意見が合わない。
S2	友人に相談しても，相手に嫌なことを言われる。
S3	友人に相談しても，相手に話を簡単に流される。
S4	友人に相談すると，相手が励ましてくれる。
S5	困っていることを解決するために自分と一緒に対処してくれる友人が欲しい。
S6	友人に相談すると，気持ちがスッキリする。
S7	友人に相談すると，悩みの解決法が分かる。
S8	友人に相談すると，気持ちが楽になる。
S9	友人に相談しないでひとりで悩んでいても，よけい悪くなると思う。
S10	友人に悩みを相談しても，秘密にしてもらえない。
S11	今後も，自分は友人に助けられながら，うまくやっていきたい。
S12	悩みを友人に相談しないと，ずっと悩みから抜け出せないと思う。
S13	友人に相談せずひとりで悩んでいても，いつまでも悩みを引きずることになると思う。
S14	友人に相談しても，馬鹿にされる。
S15	友人にアドバイスを言われても役に立たない。
S16	友人に相談すると，相手が悩みの解決のために協力してくれる。
S17	友人に役立つことを言ってもらえるわけではない。
S18	友人に相談するよりも，自分で何とかすることで，成長できる。
S19	自分は友人に相談したり援助を求めるとき，いつも心苦しさを感じる。
S20	友人に相談すると，相手が悩みの内容を他の人に言ってしまう。
S21	自分はよほどのことがない限り，友人に相談することがない。
S22	友人に相談しても，いいことがないと思う。
S23	困っていることを解決するために，友人からの助言や援助が欲しい。
S24	友人に悩みを相談すると，自分の弱い面を相手に知られてしまう。
S25	友人に相談しても，相手が別の意見を言ってくる。
S26	友人に相談しても，悩みが解決されるわけではない。
S27	自分が困っているときには，話を聞いてくれる友人がほしい。
S28	友人に悩みを相談することは，自分の弱さを認めることになる。
S29	友人に相談すると，悩みが解決する。
S30	悩んでいても，友人に相談するより自分で解決したい。
S31	友人に相談したことを他の人にばらされる。
S32	友人は誰でも，相談や援助を求められたら，わずらわしく感じると思う。
S33	自分が困っているとき，友人にはそっとしておいてほしい。
S34	友人に相談すると，相手が真剣に相談に乗ってくれる。
S35	友人に相談しても，相手に話を真剣に聞いてもらえない。
S36	友人に相談すると，よい意見やアドバイスがもらえる。
S37	友人に相談すると，自分を弱い人間のように感じてしまう。
S38	友人からの助言や援助を受けることに抵抗がある。
S39	友人に相談せず，ひとりで悩みに立ち向かうことで，強くなれると思う。

②基本的属性：調査対象者に属性として，性別，年齢を尋ねた。

結果

質問項目の記述統計量及び因子構造　質問項目全 39 項目の評定平均値と標準偏差を算出したところ，39 項目全てにおいて，フロア及び天井効果は見られなかった。そこで，全 39 項目に対して探索的因子分析 (主因子法，Promax 回転)を行った。その結果，固有値の落差と因子の解釈可能性から 3 因子が妥当であると判断した。そこで，3 因子を想定して，因子負荷量の絶対値が.40 未満，または 2 つ以上の因子に 3.5 以上の負荷量が重複する項目をその都度削除しながら，因子分析を数回繰り返して，最終的に 15 項目が削除され，Table 2 に示す 24 項目 3 因子構造を得た。そこで，この尺度を大学生の友人に対する援助要請意識尺度（以下，本尺度）とした。

Table 2

援助要請意識の因子分析 (主因子法，Promax 回転)の結果

項目番号	項目	Ⅰ	Ⅱ	Ⅲ
	【肯定的態度】			
8)	友人に相談すると，気持ちが楽になる。	**.77**	-.05	.03
6)	友人に相談すると，気持ちがスッキリする。	**.74**	.03	.09
13)	友人に相談せずにひとりで悩んでいても，いつまでも悩みを引きずることになると思う。	**.72**	.12	.10
23)	困っていることを解決するために，友人からの助言や援助が欲しい。	**.68**	-.01	.05
7)	友人に相談すると，悩みの解決法が分かる。	**.66**	.02	-.04
16)	友人に相談すると，相手が悩みの解決のために協力してくれる。	**.66**	-.02	.00
29)	友人に相談すると，悩みが解決する。	**.66**	.25	-.09
36)	友人に相談すると，よい意見やアドバイスがもらえる。	**.59**	-.10	.05
4)	友人に相談すると，相手が励ましてくれる。	**.59**	-.01	.10
11)	今後も，自分は友人に助けられながら，うまくやっていきたい。	**.57**	-.19	-.01
33)	自分が困っているとき，友人にはそっとしておいてほしい。	**-.54**	.11	.13
21)	自分はよほどのことがない限り，友人に相談することがない。	**-.50**	.09	.26
9)	友人に相談しないでひとりで悩んでいても，よけい悪くなると思う。	**.48**	.13	.10
17)	友人に役立つことを言ってもらえるわけではない。	**-.45**	.12	.13
5)	困っていることを解決するために自分と一緒に対処してくれる友人が欲しい。	**.43**	.05	.09
	【相談への不安】			
20)	友人に相談すると，相手が悩みの内容を他の人に言ってしまう。	.06	**.91**	-.12
31)	友人に相談したことを他の人にばらされる。	.08	**.90**	.00
10)	友人に悩みを相談しても，秘密にしてもらえない。	-.05	**.80**	-.07
14)	友人に相談しても，馬鹿にされる。	.02	**.58**	.22
	【自己評価の低下】			
24)	友人に悩みを相談すると，自分の弱い面を相手に知られてしまう。	.06	-.15	**.84**
37)	友人に相談すると，自分を弱い人間のように感じてしまう。	.12	-.06	**.77**
28)	友人に悩みを相談することは，自分の弱さを認めることになる。	.22	.07	**.64**
38)	友人からの助言や援助を受けることに抵抗がある。	-.26	.01	**.56**
19)	自分は友人に相談したり援助を求めるとき，いつも心苦しさを感じる。	-.07	.15	**.50**

下位因子の命名　各因子については，上記３尺度を参考に，第 1 因子は「友人に相談すると気持ちが楽になる」などで因子負荷量が高く，「肯定的態度 (15 項目)」と名付けた。第 2 因子は「友人に相談すると，相手が悩みの内容を他の人に言ってしまう」などで因子負荷量が高く，「相談への不安 (4 項目)」と名付けた。第 3 因子は「友人に悩みを相談すると，自分の弱い面を相手に知られてしまう。」などで因子負荷量が高く，「自己評価の低下 (5 項目)」と名付けた。

本尺度の信頼性　次に，内的整合性を検討するために，Cronbach の α 係数を算出したところ，尺度全体の信頼性係数が α=.884，第 1 因子の信頼性係数が α=.896，第 2 因子の信頼性係数が α=.866，第 3 因子の信頼性係数が α=.786 であり，ある程度高い信頼性が得られた。

考察

予備調査は，先行研究の尺度を基に，大学生の友人に対する援助要請意識尺度を作成することを目的に行った。

まず，本尺度の因子構造については，探索的因子分析の結果から「肯定的態度」，「相談への不安」，「自己評価の低下」の 3 因子構造が認められた。これは，永井・新井(2008)における「ポジティブな結果」，「否定的応答」，「秘密漏洩」，「自己評価の低下」，「問題の維持」，「自助努力による充実感」の 6 因子構造と異なる。この原因としては，永井・新井(2008)の尺度において「秘密漏洩」，「自己評価の低下」，「問題の維持」，「自助努力による充実感」の因子で質問項目が少なかったことがあげられる。このため，因子が削除されたり，他の因子とまとめられた結果，3 因子構造になったと考えられる。

本調査

目的

予備調査で大学生の友人に対する援助要請意識尺度を作成した。しかし，信頼性と妥当性において十分な検討が行われていなかった。そこで，本調査では，予備調査で作成した大学生の友人に対する援助要請意識尺度の信頼性と妥当性を検討することを目的とする。

方法

調査対象者　調査対象者は，大学生 145 名であった。なお，回答に不備のあった者 3 名を除く 142 名 (男性 78 名，女性 64 名)を分析対象とした。分析対象者の平均年齢は 21.01 歳 (*SD*=0.77)であった。

調査手続き　12 月の大学の講義の時間を利用し，無記名自記式質問紙を配布，その場で回答してもらい回収した。

質問紙の構成　①大学生の友人に対する援助要請意識尺度：筆者が予備調査で作成した大学生の友人に対する援助要請意識尺度を使用した。質問項目は 24 項目あり，各項目について，「そう思わない(1 点)」，「ややそう思わない(2 点)」，「どちらともいえない(3 点)」，「ややそう思う(4 点)」，「そう思う(5 点)」の 5 段階で回答を求めた。

②学生用ソーシャル・サポート尺度：本尺度の構成概念妥当性を検討するため，久田・千田・箕口(1989)の学生用ソーシャル・サポート尺度を使用した。質問項目は 16 項目であり，各項目について，

親しい友人たちとの関係を，「絶対ちがう(1 点)」，「たぶんちがう(2 点)」，「たぶんそうだ(3 点)」，「きっとそうだ(4 点)」の 4 段階で回答を求めた。

③サポート受領尺度：本尺度の構成概念妥当性を検討するため，谷口・浦(2003)のサポート受領尺度を使用した。質問項目は 6 項目であり，各項目について，最近数ヶ月の間で親しい友人にどの程度してもらったかを，「全くなかった(1 点)」，「あまりなかった(2 点)」，「たまにあった(3 点)」，「よくあった(4 点)」の 4 段階で回答を求めた。

④基本的属性：調査対象者の属性として性別，年齢，所属学部を尋ねた。

結果

本尺度の因子構造　援助要請意識尺度の全 24 項目の評定平均値と標準偏差を算出した結果，項目 8 「友人に相談しても，馬鹿にされる」で平均値 1.98，標準偏差 1.08 とフロア効果が認められたが，重要な項目と考えられたので，そのまま残した。そして，24 項目に対して探索的因子分析 (主因子法，Promax 回転)を行った。その結果，予備調査 と同様の「肯定的態度」，「相談への不安」，「自己評価の低下」の 3 因子構造が認められ，その中でも因子負荷量の低かった項目 5「友人に役立つことを言ってもらえるわけではない」，項目 9「友人に相談すると，相手が悩みの解決のために協力してくれる」 を削除した。しかし，項目 20 「自分はよほどのことがない限り，友人に相談することがない」は予備調査 と因子が異なっていた。そこで，男女別に探索的因子分析を行った。その結果，男女ともに同じ 3 因子構造が認められたが，項目 20 は所属する因子が異なった。そのため，項目 20 を削除した。最終的に Table 3 の 21 項目 3 因子構造を得た。これは予備調査の調査と同様の因子構造であった。

本尺度の信頼性の検討　次に，内的整合性を検討するために，Cronbach の α 係数を算出したところ，尺度全体の信頼性係数が α=.892，第 1 因子の信頼性係数が α=.896，第 2 因子の信頼性係数が α=.864，第 3 因子の信頼性係数が α=.841 であり，本尺度にある程度高い信頼性があることが確認できた。

本尺度の因子的妥当性の検討　本尺度の 3 下位因子の構成概念を外生的潜在変数，それらの影響を受ける 21 項目を内生的観測変数とする確認的因子分析を行い，各構成概念のデータへの適合度を検討した。具体的には，適合度指標 (Goodness of Fit Index:GFI)，修正適合度指標 (Adjusted Goodness of Fit Index:AGFI)，比較適合度指標 (Comparative of Fit Index:CFI)，及び平均二乗誤差平方根(Root Mean Square Error of Approximation:RMSEA)を求め，モデル全体の適合度を評価した。その結果，モデルの適合度は GFI=.802，AGFI=.754，CFI=.866 及び，RMSEA=.088 であった。GFI，AGFI，CFI は 1 に近いほど，一般的には 0.90 以上であればデータへの当てはまりが良い，0.85 以上であればある程度データへの当てはまりが良い判断される。RMSEA は 0 に近いほど，一般的には 0.05 以下であればデータへの当てはまりが良い，0.10 以下ではグレーゾーンであると判断される。したがって，CFI に関してはある程度データへの当てはまりが良いと判断されるが，GFI，AGFI に関しては観測されたデータとは高い一致度を示さなかった。また，RMSEA に関しては，グレーゾーンであったので，他の値を考慮する必要があると考えられる。したがって，本尺度の因子的妥当性は，十分ではないがある程度確認されたというにとどめる。

Table 3
援助要請意識の因子分析（主因子法，Promax 回転)の結果

項目番号	項目	Ⅰ	Ⅱ	Ⅲ
	【肯定的態度】			
4)	困っていることを解決するために，友人からの助言や援助が欲しい。	**.77**	.05	.07
22)	友人に相談すると，悩みが解決する。	**.75**	.07	-.04
21)	困っていることを解決するために自分と一緒に対処してくれる友人が欲しい。	**.71**	-.02	.15
13)	友人に相談すると，気持ちが楽になる。	**.71**	-.05	-.09
11)	友人に相談すると，よい意見やアドバイスがもらえる。	**.71**	-.04	.00
17)	友人に相談すると，悩みの解決法が分かる。	**.71**	.17	-.01
10)	今後も，自分は友人に助けられながら，うまくやっていきたい。	**.65**	-.14	-.04
12)	友人に相談しないでひとりで悩んでいても，よけい悪くなると思う。	**.64**	.13	.00
23)	友人に相談せずにひとりで悩んでいても，いつまでも悩みを引きずることになると思う。	**.60**	.00	.07
2)	友人に相談すると，気持ちがスッキリする。	**.56**	-.08	.02
1)	自分が困っているとき，友人にはそっとしておいてほしい。	**-.49**	.13	.09
15)	友人に相談すると，相手が励ましてくれる。	**.48**	-.01	-.01
	【相談への不安】			
24)	友人に相談したことを他の人にばらされる。	.07	**.91**	-.08
14)	友人に悩みを相談しても，秘密にしてもらえない。	.02	**.84**	-.01
7)	友人に相談すると，相手が悩みの内容を他の人に言ってしまう。	.00	**.78**	-.01
8)	友人に相談しても，馬鹿にされる。	-.05	**.62**	.09
	【自己評価の低下】			
19)	友人に悩みを相談すると，自分の弱い面を相手に知られてしまう。	.07	.05	**.84**
6)	友人に相談すると，自分を弱い人間のように感じてしまう。	.00	-.03	**.83**
3)	友人に悩みを相談することは，自分の弱さを認めることになる。	.04	-.18	**.82**
16)	自分は友人に相談したり援助を求めるとき，いつも心苦しさを感じる。	.07	.13	**.59**
18)	友人からの助言や援助を受けることに抵抗がある。	-.26	.16	**.44**

概念妥当性の検討　また，本尺度の構成概念妥当性を検討するために，ソーシャル・サポート尺度得点と，サポート受領尺度得点との関連を調べた。まず，ソーシャル・サポート尺度とサポート受領尺度の平均値と標準偏差を算出したところ，全ての 22 項目においてフロア効果は認められなかったため，以下の分析にはそれぞれの合計得点を用いた。そして，構成概念妥当性の検討のため，第 2 因子，第 3 因子の項目を逆転項目として算出した援助要請意識尺度全体の合計得点，下位尺度ごとの合計得点と，上記の 2 尺度の合計得点の Pearson の積率相関係数を算出し，Table 4 に示した。その結果，援助要請意識尺度全体の得点に関して，ソーシャル・サポート尺度得点との間に比較的強い正の相関が認められた (r=.65, p<.001)。また，サポート受領尺度得点との間にも比較的強い正の相関が認められた(r=.54, p<.001)。「肯定的態度」因子得点に関して，ソーシャル・サポート尺度得点との間に比較的強い正の相関が認められた (r=.56, p<.001)。また，サポート受領尺度得点との間にも比較的強い正の相関が認められた(r=.43, p<.001)。「相談への不安」因子得点に関して，

ソーシャル・サポート尺度得点との間に比較的強い負の相関が認められた (r=-.47, p<.001)。また，サポート受領尺度得点との間には弱い負の相関が認められた(r=-.39, p<.001)。「自己評価の低下」因子得点に関して，ソーシャル・サポート尺度得点との間に弱い負の相関が認められた (r=-.39, p<.001)。また，サポート受領尺度得点との間にも弱い負の相関が認められた(r=-.37, p<.001)。以上のことから，本尺度の構成概念妥当性が認められた。

Table 4

援助要請意識尺度とソーシャル・サポート尺度，サポート受領尺度との相関係数

	ソーシャル・サポート	サポート受領
援助要請意識	.65***	.53***
肯定的態度	.56***	.43***
相談への不安	-.47***	-.39***
自己評価の低下	-.39***	-.37***

N=142, ***p<.001

本尺度の性差の検討　本尺度の合計得点と各下位因子得点において，t 検定を用いて，男女差の検討を行った。その結果，援助要請意識尺度合計得点 (t(140)=-5.00, p<.001)，肯定的態度 (t(140)=-5.13, p<.001)，相談への不安 (t(140)=2.77, p<.01)，自己評価の低下 (t(140)=1.97, p<.05) とそれぞれで男女差が見られた。つまり，援助要請意識尺度合計得点と肯定的態度は男性より女性のほうが有意に高く，相談への不安と自己評価では女性より男性のほうが有意に高かった。

そこで，男女別に信頼性の検討を行った。男女別に内的整合性を検討するために，Cronbach の α 係数を算出したところ，男性は，尺度全体の信頼性係数が α=.863，第 1 因子の信頼性係数が α=.874，第 2 因子の信頼性係数が α=.869，第 3 因子の信頼性係数が α=.848 であり，ある程度高い信頼性があることが確認できた。女性は，尺度全体の信頼性係数が α=.887，第 1 因子の信頼性係数が α=.886，第 2 因子の信頼性係数が α=.837，第 3 因子の信頼性係数が α=.826 であり，ある程度高い信頼性があることが確認できた。

さらに，男女別に構成概念妥当性の検討を行った。援助要請意識尺度の構成概念妥当性を検討するために，男女別にソーシャル・サポート尺度得点と，サポート受領尺度得点との関連を調べた。そして，援助意識尺度全体の合計得点，下位尺度ごとの合計得点と，上記の 2 尺度の合計得点の Pearson の積率相関係数を男女別に算出した。その結果，男性に関しては以下の結果になった。援助要請意識尺度全体の得点に関して，ソーシャル・サポート尺度得点との間に比較的強い正の相関が認められた (r=.54, p<.001)。また，サポート受領尺度得点との間には弱い正の相関が認められた(r=.37, p<.01)。「肯定的態度」因子得点に関して，ソーシャル・サポート尺度得点との間に弱い正の相関が認められた (r=.34, p<.01)。また，サポート受領尺度得点との間には有意な相関が見られなかった。「相談への不安」因子得点に関して，ソーシャル・サポート尺度得点との間に比較的強い負の相関が認められた (r=-.45, p<.001)。また，サポート受領尺度得点との間には比較的強い負の相関が認められた(r=-.43, p<.001)。「自己評価の低下」因子得点に関して，ソーシャル・サポート尺

度得点との間に弱い負の相関が認められた (r=-.40, p<.001)。また，サポート受領尺度得点との間にも弱い負の相関が認められた(r=-.34, p<.01)。また，女性に関しては以下の結果になった。援助要請意識尺度全体の得点に関して，ソーシャル・サポート尺度得点との間に比較的強い正の相関が認められた (r=.62, p<.001)。また，サポート受領尺度得点との間には比較的強い正の相関が認められた(r=.57, p<.01)。「肯定的態度」因子得点に関して，ソーシャル・サポート尺度得点との間に比較的強い正の相関が認められた (r=.64, p<.001)。また，サポート受領尺度得点との間には比較的強い正の相関が認められた (r=.61, p<.01)。「相談への不安」因子得点に関して，ソーシャル・サポート尺度得点との間に弱い負の相関が認められた (r=-.37, p<.01)。また，サポート受領尺度得点との間に有意な相関は認められなかった。「自己評価の低下」因子得点に関して，ソーシャル・サポート尺度得点との間に弱い負の相関が認められた (r=-.28, p<.05)。また，サポート受領尺度得点との間にも弱い負の相関が認められた(r=-.33, p<.01)。

以上のように，男女別の検討を行った結果，男女込みの結果とほぼ一致した結果であった。

考察

本研究では，予備調査で作成した大学生の友人に対する援助要請意識尺度の信頼性と妥当性を検討することを目的に行った。その結果，援助要請意識尺度は信頼性で内的整合性，妥当性では構成概念妥当性について十分に整った尺度であることが示された。しかし，因子妥当性に関しては，探索的因子分析により予備調査と同様の 3 因子構造が得られ，ある程度の因子妥当性が確認されたものの，確認的因子分析を行うと，十分とは言えない値を示した。したがって，因子妥当性には課題を残す結果となった。

ここで，因子妥当性が十分でなかった原因を考察する。確認的因子分析の結果では GFI, AGFI の値が十分ではなかった。山口・高橋・竹内(2004)によると，観測変数の数が多くなれば GFI, AGFI は小さくなりがちであるので注意が必要であるとしている。したがって，CFI, RMSEA の値を考慮に入れると今後も検討を行うに値するとも考えられる。また，基尺度である永井・新井 (2008) の尺度は 6 因子構造であった。それに対し，本研究で作成した尺度は 3 因子構造であった。そのため，永井・新井 (2008)の尺度で他の因子の項目であったものが，本研究では他の因子とまとめられた，または削除された。その原因は，永井・新井 (2008)の尺度では否定的な因子の項目数が少ないからであると考えられる。また，項目を補うために用いた田村・石隈 (2001)の尺度は 2 因子構造であり，肯定的な項目が多く見られ，否定的な項目はあまりみられなかった。実際，本研究でも最終的に否定的な因子は 2 つ存在するが，合計 9 項目と全体の半数に満たない程度であった。したがって，今後は援助に対する否定的な側面にさらに焦点を当てる研究が必要と思われる。

そして，本研究では援助要請意識に男女差が見られ，男性より女性のほうが援助要請に関して肯定的な態度をもっていた。これは中学生を対象に行った永田・新井の(2008)研究と一致しており，従来の知見と一致するものである。また，Fischer & Farina (1995)などの研究においてカウンセラーに援助を求める意図が高いこととも言われている。したがって，非専門家である友人と，専門家であるカウンセラーの両者において同様の傾向が見られる可能性もあり，非専門家と専門家の相違は今後さらに研究を続ける必要がある。

また，本研究では，1 つの大学を対象に調査を実施した。しかし，大学自体や教育学部に所属する学生の特徴が援助要請意識の構造に影響することも考えられる。したがって，本研究の結果を全ての大学生の援助要請意識として一般化することはできないと考えられる。そこで，今後は，異なる大学の大学生にも本研究で作成された尺度に回答してもらい，援助要請意識尺度が全ての大学生の援助要請意識を測定できるかどうかを検討していく必要があると思われる。

引用文献

DePaulo, B.M. (1983). Perspectives on help-seeking. Depaulo, B.M., Nadler A., & Fisher, J.D.(Eds.), New directions in helping.Vol.2:Help-seeking. *New York:Academic Press.*

Fischer, E.H. & Farina, A. (1995). Attitudes toward seeking professional psychological help : A short ended form and consideration for research. *Journal of College Student Development*, **36**, 368-373.

久田　満・千田茂博・箕口雅博　(1989). 学生用ソーシャル・サポート尺度作成の試み(1) 日本社会心理学第 30 回発表論文集　143-144.

伊藤直樹　(2007). 大学生の援助要請行動に関する基礎的研究　明治大学人文科学研究所紀要, **60**, 1-13.

木村真人・水野治久　(2004). 大学生の被援助志向性と心理的変数との関連について―学生相談・友達・家族に焦点をあてて―　カウンセリング研究, **37**, 260-269.

文部省高等教育局・大学生における学生生活の充実に関する調査研究会　(2000). 大学生における学生生活の充実方策について(報告)―学生の立場に立った大学づくりを目指して―　文部省

永井　智・新井邦二郎　(2007). 利益とコストに対する認知が中学生における友人に対する相談 行動へ与える影響の検討　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.

日本学生相談学会特別委員会　(2001). 2000 年度学生相談に関する調査報告　学生相談研究, **22**, 176-211.

大島啓利・林　昭仁・三川孝子・峰松　修・塚田展子　(2004). 2003 年度学生相談機関に関する調査報告　学生相談研究, **24**, 269-304.

田村修一・石隈利紀　(2001). 指導・援助サービス上の悩みにおける中学校教師の被援助志向性に関する研究―バーンアウトとの関連に焦点を当てて―　教育心理学研究, **49**, 438-448.

田村修一・石隈利紀　(2002). 中学教師の被援助志向性と自尊感情の関連　教育心理学研究, **50**, 291-300.

谷口弘一・浦　光博　(2003). 児童・生徒のサポート互恵性と精神的健康との関連に関する縦断的研究　心理学研究, **74**, 51-56.

内野悌司　(2003). 広島大学ピア・サポート・ルームの初年度の活動に関する考察　学生相談研究, **23**, 233-242.

山口和範・高橋淳一・竹内光悦　(2004). よくわかる多変量解析の基本と仕組み　秀和システム