Tsukuba Psychological Research
2012. **43**. 49-62

中学生の社会的スキルと親和動機・学校生活満足度の関連[1)]

—聴くスキルと主張スキルに注目して—

筑波大学大学院人間総合科学研究科　藤原　健志

筑波大学人間系　濱口　佳和

The relationships among social skills, affiliation motivation and satisfaction with school life within junior high school students: Focusing on listening skills and assertive skills

Takeshi Fujiwara (*Graduate School of Comprehensive Human Sciences, University of Tsukuba, Tsukuba 305-8572, Japan*)
Yoshikazu Hamaguchi (*Faculty of Human Sciences, University of Tsukuba, Tsukuba 305-8572, Japan*)

This study examines the relationships among affiliation motivation, satisfaction with school life and listening and assertive skills, which are fundamental skills, within junior high-school students. The results of a conducted ANOVA indicate that people who feel low satisfaction for school have lower skills. Moreover, SEM results show that affiliation tendency has strong relationships among these skills but that these have little influence on social adjustment. The implications for social skills training are discussed.

Key words: social skills, listening skills, assertive skills, affiliation motivation, satisfaction of school life

問題と目的

近年，中学生を対象とした社会的スキル・トレーニング（social skills training: SST）が盛んとなり，その実践報告が蓄積されている（例えば江村・岡安，2003；本田・大島・新井，2009；金山・中台・新見・斉藤・前田，2003）。また，SSTに対する社会的ニーズは高く，小中学校の教師や保護者を対象とした調査では，特に「上手に相手の話を聞く」や「自分の意見や考えをはっきりと伝える」など，「聴く」と「話す」スキルに対するニーズが高くなっている（藤枝・新井，2008；金山・中台・前田，2003）。

しかしながら，こうした個々のスキルが子どもたちの心理・社会的適応と関連しているという実証研究の蓄積は，未だ不十分であるといえる。金山・後藤・佐藤（2000）は，孤独感と関連することが明らかとなっている「社会的働きかけスキル」と「規律性スキル」を標的スキルとしたSSTを実施し，社会的スキル得点と孤独感得点を向上させた。しかしながら，このような効果の裏付けを行った上でのSSTは本邦ではほとんど存在していない。SSTにおいて，根拠を持って標的スキルの選択を行うためには，社会的適応指標に望ましい変化を引き起こす社会的スキルを特定することが必要であるとされており（石川・山下・佐藤，2007），心理・社会的適応に関連するスキルを明らかにし，中学生の不適応により有効に寄与するSSTの開発が急がれよう。

そこで本研究では，社会的スキルのうち，従来の

1) 本研究は，2009年度に筑波大学大学院人間総合科学研究科心理専攻へ提出した修士論文の一部を加筆・修正したものである。

SST（本田ら，2009；金山・中台・新見ら，2003）で標的スキルとして設定されている「聴くスキル」と「主張スキル」を取り上げ，両者と社会的適応感との関連を検討する。このうち主張スキルについては，構成概念の検討が進み，質問紙尺度が開発され（例えば，濱口，1994；柴橋，2001，渡部，2006），精神的健康との関連が検討されている（渡部，2008）。

一方，本邦において，聴くスキルに関する実証研究は少ないのが現状である。金山・中台・前田（2004）は，中学生を対象とした「積極的な聴き方スキル」尺度を開発し，聴くスキルと学校生活満足度の関連を検討している。金山ら（2004）は学校生活満足度尺度の得点を用いて中学生を4つの群（学校生活満足群・侵害行為認知群・非承認群・学校生活不満足群）に分け，聴くスキル得点の差異を検討した。その結果，学校生活不満足群の聴くスキル得点が他の3群に比べ有意に低かった。このことから，金山ら（2004）は聴くスキルを「不適応状態にならないために身に付けておくべき基本的なスキル」と位置づけている。また高校生（藤原・濱口，2010a），大学生（藤原・濱口，2011；久木山，2006）においても聴くスキル尺度が作成されており，高校生においては聴くスキルが親和動機や学校生活満足度と関連を有することが確認されている（藤原・濱口，2010b）。このうち中学生を対象にした金山ら（2004）の尺度は従来の実践研究（藤枝・相川，1999）や書籍（小林・相川，1999）を参考に作成されている。従来聴くことの測定に関しては，その認知面と行動面双方に注目し，聴くことを多次元でとらえることが必要であるといわれているが（Rhodes, Watson, & Baker, 1990），金山ら（2004）の尺度は行動的側面のみを1次元で測定している。また，妥当性の検討が行われていない点にも問題が残る。

そこで本研究では，藤原・濱口（2011）の作成した大学生版聴くスキル尺度の項目を用い，中学生版の聴くスキル尺度を作成し，聴くスキルおよび主張スキルと学校生活満足度の関連を検討する。藤原・濱口（2011）の尺度は，Brownell（2009）のHURIERモデルに基づき，聴くことをプロセスとして捉えた尺度である。"HURIER"とは，聴きとり（Hearing：相手の話に集中して耳を傾けること），理解（Understanding：話された内容を理解すること），記憶の保持（Remembering：聴いた内容を覚えておくこと），解釈（Interpreting：相手の（非）言語的なメッセージを解読し，相手の考えや感情に共感すること），評価（Evaluating：相手の意見にすぐに同調あるいは非難することなく，最後まで話を聴いてから判断すること），反応（Responding：聴いていることを言語的・非言語的に相手に反応として示すこと）の頭文字をとったものである。藤原・濱口（2011）においては，認知面と行動面双方に注目する必要があるという指摘（Rhodes et al., 1990）に基づき，上記6つの構成要素のうち，「反応」を行動スキル尺度，それ以外の5要素を認知スキル尺度として尺度構成を行っており，信頼性と妥当性が確かめられている。そこで本研究では，この尺度に使われている項目を用い，聴くスキルを測定する尺度を作成することを第一の目的とする。また，基準関連妥当性の検討のため，本研究は藤原・濱口（2011）同様，全般的社会的スキル，社会的自己制御，共感性との相関関係を検討する。聴くスキルは社会的スキルであるため，全般的な社会的スキルとは正の関連を有すると考えられる。また，聴くスキルの「解釈」には，「相手の考えや感情に共感する」という内容が含まれるため，共感性と正の関連を有することが想定される。更に，「聴き取り」や「評価」においては，相手の話に集中し，相手の話に自分の欲求や感情と合い入れない部分があっても，自分の感情をコントロールしながら話を聴く能力が求められる。このため，社会的自己制御と聴くスキルにも正の関連が認められるであろう。

また，「聴く」や「主張する」といったスキルは社会的スキルの中でも基本的であり，多くのSSTにおいて標的スキルとして用いられている（後藤・佐藤・高山，2001；本田ら，2009など）。しかし，この基本的スキルがどのように適応感と関連しているのかについての検討は少ない（藤原・濱口，2010b；金山ら，2004）。そこで本研究では，聴くスキルと主張スキルについて，学校生活満足度（河村，1999）との関連を検討する。河村（1999）は学校生活における満足度を，自分の存在や行動が他者から受け入れられていることから成る「承認」と，不適応感やいじめ・冷やかしの被害から成る「被侵害」の2軸から，満足度を4群に分け，全般的社会的スキルであるKiSS-18（菊池，1988）の得点を比較した。その結果，学校生活満足度の各群について社会的スキル得点に有意な群間差がみられ，学校生活満足群が不満足群に比べ高いスキル得点を示していた。基本的スキルである聴くスキルと主張スキルが獲得・実行されている生徒は，学校生活においてより満足し，適応的であろう。以上より本研究では，社会的スキルの中でも聴くスキルと主張スキルを用いて学校生活満足度との関連を検討することを第二の目的とする。

更に，本研究では社会的スキルを規定する要因と

して親和動機を取り上げ，スキルと適応感の3者の関連を検討する。友人関係研究において，スキルを含む友人関係行動を検討する際には，行動とスキルの関係のみならず，その背景となる動機やパーソナリティなどの個人内要因を考慮する必要があると言われている（岡田，2008）。その中でも親和動機は自己の形成と適応的な対人関係の構築とにかかわる発達課題であり，中学生や高校生において高まると言われている（杉浦，2000）。また親和動機と社会的スキルの関連はかねてより検討されており（磯部・堀江・前田，2004；塚本・濱口，2003），親和傾向と拒否不安から構成される親和動機は，社会的スキルを促進すると言われている（磯部ら，2004）。したがって，親和動機によって高められた社会的スキルが社会的適応感を高めることを明らかにし，不適応に対する社会的スキルの予防的役割と，それを規定する親和動機の関連を示すことを本研究の第三の目的とする。

以上より，本研究の目的は，①聴くスキルを測定する尺度を作成すること，②聴くスキルおよび主張スキルと学校生活満足度の関連を明らかにすること，更に③親和動機と社会的スキルならびに学校生活満足度の関連を検討すること，の3点である。

研究1

目　的

研究1の目的は，聴くスキルを測定する質問紙尺度を作成し，その信頼性と妥当性を検討することである。このうち信頼性についてはCronbachのα係数を算出し，内的一貫性を確認する。また妥当性については，藤原・濱口（2011）同様，聴くスキル尺度と共感性や社会的自己制御，全般的社会的スキル尺度が正の相関を有することを確認し，基準関連妥当性を検討する。

方　法

1. 調査対象者　関東地方の公立中学校3校に通う中学1～3年生360名（男子170名，女子190名）であった。

2. 調査時期　2009年5月から7月であった。

3. 調査方法　各学級ごとに学級担任が以下の内容から構成された質問紙を配布・教示し，回答を求めた。

4. 質問紙構成と内容　A4判用紙6枚で構成された。フェイスシートには，日常生活の事柄について尋ねる旨を示し，調査は学校の成績とは無関係であること，倫理的配慮（回答の中止や拒否の権利ついて）を記載し，学年，性別の回答欄を設けた。2ページ以降は，以下の尺度をその順番で用いた。

1）聴く認知スキル尺度　藤原・濱口（2011）の聴く認知スキル原尺度を用いた。これは，HURIERモデルの構成要素のうち，「聴き取り」，「理解」，「記憶の保持」，「解釈」，「評価」の5つの領域について，心理学を専門とする大学教員1名と大学院生1名が協議し，それぞれ5項目ずつ，計25項目から成る原尺度である。それぞれの項目について，「まったくあてはまらない（1）」，「あてはまらない（2）」，「どちらともいえない（3）」，「あてはまる（4）」，「よくあてはまる（5）」の5件法で回答を求めた。

2）聴く行動スキル尺度　藤原・濱口（2011）の聴く行動スキル原尺度（32項目）を用いた。①うなずき・あいづち，②意見，③話を遮らない，④話の整理・質問，⑤表情，⑥視線，⑦それまで行っていた作業の中断，⑧姿勢，の8つの領域について，それぞれ4項目ずつ，計32項目が作成されている。各項目について，「まったくしない（1）」，「あまりしない（2）」，「たまにする（3）」，「よくする（4）」の4件法で回答を求めた。

3）共感性尺度　登張（2003）の共感性尺度を用いた。本研究では，4下位尺度のうち「共感的関心」（「困っている人がいたら助けたい」など）と「気持ちの想像」（「誰かを批判するより前に，自分がその人だったらどう思うか想像する」など）の2つの下位因子から因子負荷量の高い順に5項目ずつ，計10項目（5件法）を用いた。

4）社会的自己制御尺度　原田・吉澤・吉田（2008）の社会的自己制御尺度を用いた。本研究では，3下位尺度のうち，「持続的対処・根気」（「やりとおさねばならない仕事があるときは，どんな誘惑があっても最後までやりとおすことができる」など）と「感情・欲求抑制」（「いやなことがあっても，人やものに八つ当たりをしない」など）の2下位因子から，因子負荷量の高い順に5項目ずつ，計10項目（5件法）を用いた。

5）社会的スキル尺度　菊池（1988）の社会的スキル尺度（KiSS-18：18項目5件法）を用いた。本尺度は大学生用に作成されたものであるが，中学生への適用も確認されている（菊池，2007）。

6）性格検査　村上・村上（1997）の主要5因子性格検査の下位因子「知性」から，因子負荷量の高い順に6項目を採用し，「はい（1）」，「いいえ（0）」の2件法で用いた。なお，本尺度については分析を行わなかった。

結果と考察

1. 聴くスキル尺度の記述統計

聴くスキル尺度の各項目について平均値と標準偏差を算出した。その結果，天井効果（平均値＋標準偏差の値が4以上）が認められた聴く行動スキル尺度の4項目（藤原・濱口（2011）の原尺度のうち，項目1，項目15，項目17，項目21）は，以後の分析に含めなかった。聴く認知スキル尺度については，分布の偏った項目はみられなかった。

2. 聴く認知スキル尺度の結果と考察

聴く認知スキル（以下 cognitive skill（CS）と略す）25項目について，主因子法・プロマックス回転による因子分析を行った。因子抽出基準を固有値1以上とした結果，3因子が抽出された。因子負荷量が.35に満たない項目や複数の因子に対して高い負荷量を示した項目を削除して再度因子分析を行った結果，Table 1に示す因子パターン行列を得た。

第1因子（「話をしている友達の表情を見れば，友達がどんな気持ちなのかがわかる」など3項目）は，当初「解釈」に負荷すると想定していた項目から構成されたが，「友達の気持ちがわかる」などの項目内容を因子名に反映するため，「共感」と命名された。第2因子（「友達の話が長いと，最初の方に話していたことを忘れてしまうことが多い（逆転項目）」など3項目）は，当初「記憶の保持」に負荷すると想定していた項目から構成されており，そのまま「記憶の保持」と命名された。第3因子（「友達の話を聞いている時には，その話に夢中になることが多い」など2項目）は，当初「聴き取り」に負荷すると想定した項目から構成されたが，「聴き取り」の「相手の話に集中して耳を傾けること」という因子の内容を因子名に反映するため，「会話への集中」と命名された。また，尺度全体のα = .74，各下位尺度のαは.72～.56であった（数値はTable 1に記載）。また，尺度の基準関連妥当性を検討するため，各変数との相関係数を算出した（Table 2）。その結果，CSと共感性や社会的自己制御，全般的な社会的スキルとの間に有意な正の相関が得られた。中でもKiSS-18や共感性尺度の「気持ちの想像」，社会的自己制御尺度の「持続的対処と根気」と聴く

Table 1　聴く認知スキル尺度の因子分析結果

	F1	F2	F3	h^2	平均	SD
F1 共感（α =.72）						
19：話をしている友達の表情を見れば，友達がどんな気持ちなのかがわかる（解釈）	.80	.02	-.12	.58	3.82	(0.87)
4：友達の声の調子から，友達の気持ちがわかる（解釈）	.69	-.17	.10	.47	4.02	(0.87)
9：友達がはっきり言わないことでも，友達の雰囲気で，どんなことを伝えたいのか，だいたい分かる（解釈）	.57	.05	.04	.39	3.65	(0.93)
F2 記憶の保持（α =.64）						
13：友達の話が長いと，最初の方に話していたことを忘れてしまうことが多い＊（記憶の保持）	-.07	.66	.00	.40	3.11	(1.14)
18：友達の話が長くなっても，話の細かい内容まで割とよく覚えている（記憶の保持）	.11	.64	-.05	.45	3.16	(0.99)
8：前に聞いたことのある話を忘れてしまい，『そんな話初めて聞いた』と思うことがある＊（記憶の保持）	-.08	.49	-.06	.20	3.26	(1.14)
17：友達の話が長くても，話の要点をきちんと把握できる（理解）	.20	.45	.10	.39	3.30	(0.94)
22：友達から早とちりだと言われることがある＊（理解）	-.09	.35	.09	.13	3.60	(1.08)
F3 会話への集中（α =.56）						
6：友達の話を聞いているときには，その話に夢中になることが多い（聴き取り）	.03	-.10	.69	.45	3.67	(0.93)
1：周囲が少しくらい騒がしくても，友達の話に集中できる（聴き取り）	-.03	.19	.51	.36	3.94	(0.91)

＊逆転項目　累積寄与率：38.14%

（　）内は原尺度の内容を示す。尺度全体のα =.74

因子間相関

	F2	F3
F1	.43	.51
F2		.42
F3		

スキルの間には中程度の正の相関が得られた。

今回の研究では，当初想定した聴くスキルの認知的側面5つ全てを反映した尺度構成には至らなかった。特に，最後まで話を聴いてから客観的な判断を下す「評価」の項目に関してはどの因子に対しても高い負荷量を示さなかった。先行研究では，青年期において友人からの情緒的な独立が年齢を追って高まることや（榎本，1999），認知的共感性が高まる一方，情緒的共感性が下がり，それらが感情制御や対人スキルの高まりによって説明されている（登張，2003）。以上を考慮すると，友人の話を聴く際に過度に情緒的に巻き込まれず，客観的な視点で話を聴くスキルが，中学生においては未形成であり，意識化されにくかったことが想定される。その点については，本尺度の因子的妥当性には一部課題が残された。それでも，尺度全体のα係数の高さや関連する尺度との一定の正の相関係数から，聴くスキルの認知的側面を包括的にとらえ，一定の信頼性と妥当性を備えた尺度が完成したと考えられる。

3. 聴く行動スキル尺度の結果と考察

聴く行動スキル（以下 behavioral skill（BS）と略す）を測定する32項目から天井効果が現れた4項目を削除した28項目について，主因子法・プロマックス回転による因子分析を行った。因子抽出基準を固有値1以上とした結果，5因子が抽出された。CS尺度と同様の手続きにより，最終的にTable 3に示す因子パターンが得られた。

第1因子（「話を聞いていて，わからなかったところは友達に質問する」，「話を聴いているだけではなく，時には思ったことや感じたことを友達に伝える」など6項目）は，「意見」と「話の整理・質問」の領域の項目から構成され，「相手への応答」と命名された。第2因子（「友達の話を，後ろに寄りかかりながら聞くことが多い（逆転項目）」など2項目）は「姿勢」の項目によって構成されたが，「寄りかかりながら」や「友達の話を聴いているときには，（中略）寄りかかる」などの項目内容から，第2因子は「寄りかからない」と命名された。第3因子（「友達が話しかけてきたら，自分がやっていたことをやめて話を聞く」など2項目）は，当初の想定通り，「手をとめて聴く」と命名された。第4因子（「友達の話を聞いているとき，うなずくことが多い」など2項目）は，当初の想定通り，「うなずき」と命名された。第5因子（「友達の話を聞いているときには，からだが前のめりになる」など2項目）は「姿勢」の項目によって構成されたが，第2因子も同様に「姿勢」から構成される項目となった。このため，第5因子は「からだが前のめりになる」や「相手の方に身を乗り出す」などの項目内容から，「前傾」と命名された。尺度全体のα = .83，各下位尺度のαは.83 ～ .54であった（数値はTable 3に記載）。また，尺度の基準関連妥当性を検討するため，各変数との相関係数を算出した（Table 2）。その結果，BSと共感性や社会的自己制御，全般的な社会的スキルとの間に有意な正の相関がみられた。特に「会話への応答」と共感性・KiSS-18との間には.40以上の中程度の相関が得られた。

以上より，BS尺度には，予備調査から得られた8構成要素のうち，「意見」，「話の整理・質問」，「作業の中断」，「姿勢」，「うなずき・あいづち」の5つの構成要素が下位尺度として抽出された。一方，「表情」，「視線」，「作業の中断」の3つは因子として抽出されなかった。これらの項目の一部は，項目分布

Table 2　聴くスキル尺度と他尺度との相関係数

		共感性尺度		社会的自己制御尺度		
		共感的関心	気持ちの想像	持続的対処と根気	感情と欲求抑制	KiSS-18
聴くスキル尺度	認知スキル尺度	.25 **	.50 **	.49 **	.37 **	.56 **
	共感	.31 **	.41 **	.29 **	.08	.41 **
	記憶の保持	.12 *	.17 **	.27 **	.30 **	.36 **
	集中	.25 **	.24 **	.21 **	.08	.32 **
	行動スキル尺度	.33 **	.37 **	.24 **	.14 *	.28 **
	相手への応答	.42 **	.47 **	.23 **	.00	.41 **
	寄りかからない	.17 **	.20 **	.21 **	.18 **	.14 **
	手をとめて聴く	.30 **	.29 **	.13 *	.19 **	.20 **
	うなずき	.36 **	.28 **	.18 **	.05	.20 **
	前傾	.25 **	.22 **	.11 *	.02	.15 **

** $p < .01$，* $p < .05$

の検討の段階で天井効果がみられたために削除している。このため，こうした項目の削除によって当初想定していた因子構造が得られなかった可能性がある。また，今回の結果では，「姿勢」に高い負荷量を示すと想定していた因子が「前傾」と「寄りかからない」の2つに分離した。項目は逆転項目か否かによって分離しており，この2下位因子はほぼ無相関であった。この，前傾と後傾が別々の因子に分離する結果は，実験で得られたデータを因子分析した和田（1986）の結果と一致する。質問紙を用いた本研究においても，先行研究の知見が支持されたといえる。

更に，下位尺度が2項目のみで構成された下位尺度が多く含まれており，下位尺度それぞれの網羅性には疑問が残った。「前傾」のαは.54と低く，内的一貫性の観点からも，十分とは言い難い。ただ，それ以外の下位尺度のαは2項目ながらも比較的高い値を示し，尺度全体のα係数も.80を超え，関連する変数との正の相関がみられていることから，一定の信頼性・妥当性を有していると考えられる。

Table 3　聴く行動スキル尺度の因子分析結果

	F1	F2	F3	F4	F5	h^2	平均	SD
F1 相手への応答（α =.83）								
28：話を聞いていて，わからなかったところは友達に質問する（整理・質問）	.78	-.06	-.04	-.08	.13	.57	2.99	(0.84)
26：話を聞いているだけではなく，時には思ったことや感じたことを友達に伝える（意見）	.75	.15	-.01	-.07	-.09	.58	2.88	(0.78)
20：話が長くなると，「それってこういうこと？」と相手に確認する（整理・質問）	.64	-.15	-.05	.00	.01	.38	2.87	(0.85)
12：友達の話で，もっと知りたいと感じたことは質問する（質問）	.64	-.02	.01	-.04	.03	.39	3.00	(0.85)
18：友達が一通り話し終えたら，自分の思ったことや感じたことを友達に伝える（意見）	.63	-.02	.11	.08	-.06	.50	2.91	(0.82)
10：ただ聞いているだけではなく，時と場合に応じて感想や意見を友達に言う（意見）	.56	.07	.03	.16	-.11	.44	2.89	(0.87)
F2 寄りかからない（α =.78）								
32：友達の話を，後ろに寄りかかりながら聞くことが多い＊（姿勢）	-.02	.82	.00	.02	.00	.67	2.43	(0.92)
8：友達の話を聞いているときには，よく壁や椅子に寄りかかる＊（姿勢）	-.04	.78	.00	-.04	.02	.60	2.12	(0.90)
F3 手をとめて聴く（α =.75）								
30：友達が話しかけてきたら，自分がやっていたことをやめて話を聞く（作業の中断）	-.02	-.01	.82	.02	.05	.68	2.79	(0.85)
14：何か作業をしていても，友達が話しかけてきたらそれをやめる（作業の中断）	.04	.00	.71	-.04	-.02	.51	2.59	(0.83)
F4 うなずき（α =.69）								
9：友達の話を聞いているとき，うなずくことが多い（うなずき・あいづち）	-.08	.00	.01	.88	-.05	.71	3.06	(0.89)
25：友達の話に合わせて，うなずいたり首をかしげたりする（うなずき・あいづち）	.11	-.03	-.05	.57	.11	.42	3.17	(0.80)
F5 前傾（α =.54）								
16：友達の話を聞いているときは，からだが前のめりになる（姿勢）	-.12	-.03	.03	-.03	.69	.47	2.12	(0.81)
24：友達の話を聞いているときは，相手のほうに身を乗り出す（姿勢）	.18	.11	-.01	.09	.52	.40	2.42	(0.86)

＊逆転項目　累積寄与率：48.73%

（　）内は原尺度の内容を示す。　尺度全体のα =.83

因子間相関

	F2	F3	F4	F5
F1	.22	.42	.44	.21
F2		.21	.03	-.03
F3			.20	.25
F4				.21
F5				

4. 下位尺度の記述統計量と性差・学年差の検討

作成されたCS尺度とBS尺度について，性差と学年差を検討するため，両尺度得点を従属変数とした2要因分散分析を行った。その結果，CS尺度については尺度全体（F (1,354) = 5.13, p < .05）と共感（F (1,354) = 11.3, p < .01）の下位尺度において性差が認められ，男子の得点に比べ女子の得点が有意に高かった。学年の主効果と交互作用についてはいずれの下位尺度においても有意ではなかった。BS尺度については尺度全体（F (1,354) = 49.74, p < .01）と応答（F(1,354) = 48.69, p < .01），手をとめて聴く（F (1,354) = 8.63, p < .01），うなずき（F (1,354) = 30.93, p < .01）の各下位尺度において性別の主効果が有意であり，男子の得点に比べ女子の得点が有意に高かった。学年の主効果と交互作用についてはいずれの下位尺度においても有意ではなかった。全般的に女子の聴くスキル得点が高かったが，これは大学生を対象とした聴くことを測定する既存の尺度（Watson, Baker, & Weaver, 1995）や，中学生を対象とした学校生活スキル尺度の一部と同様の結果であった（飯田ら, 2002）。また，友人関係において他者が率直に自己表現することを望む気持ちは，男子に比べて女子の方が高いことが明らかとなっており（柴橋, 2001），こうした気持ちの高さが相手に会話を継続させる認知的努力や行動を促進し，聴くスキルの性差に反映されていると考えられる。一方，学年差はほとんどの下位尺度で有意ではなく，中学生内においては聴くスキル得点に大きな変化がみられないことが明らかとなった。

研究2

目　的

研究2では，社会的スキルと親和動機ならびに学校生活満足度の関連を検討する。はじめに，聴くスキル・主張スキルと学校生活満足度の関連を，分散分析を用いて検討する。次に，社会的スキル（聴くスキルと主張スキル）と親和動機ならびに学校生活満足度の関連を，共分散構造分析を用いて検討する。具体的には，親和動機が社会的スキルを高め（仮説1），高められた社会的スキルが学校生活満足度を向上させると考えられる（仮説2）。また，親和動機から学校生活満足度に対する直接の正のパスを仮定する（仮説3）。社会的スキルを媒介しない両者の関連は先行研究で明らかにされており（塚本・濱口, 2003），本研究でも検討するモデルにおいて両者の関連を仮定する。

方　法

1. 調査対象者　関東地方の公立中学校1校に通う中学1年生159名（男子70名，女子89名）であった。

2. 調査時期　2009年9月から12月であった。

3. 調査方法　調査は質問紙法により行われた。手続きは研究1と同様であった。

4. 質問紙構成と内容　A4判用紙6枚で構成された。フェイスシートには研究1と同様の内容が記載され，2ページ以降は以下の尺度をその順序で用いた。

1）聴くスキル尺度について

研究1で作成されたCS尺度（10項目5件法）とBS尺度（14項目4件法）を用いた。

2）親和動機尺度について

杉浦（2000）の親和動機尺度を用いた。この尺度は人と親密な関係を維持したいという親和傾向（9項目5件法）と，相手から拒否されてひとりぼっちになることを避けようとする拒否不安（9項目5件法）から成る。

3）学校生活満足度尺度について

河村（1999）の学校生活満足度尺度を用いた。この尺度は，生徒が自分の存在や行動を級友や教師から認められていることを表す承認（10項目5件法）と，生徒の不適応感やいじめ，冷やかしの被害の有無に関連する被侵害（10項目5件法）の各下位因子から構成される。

4）主張スキルについて

友人関係における自己表明尺度（柴橋, 2001）を用いた。この尺度は友人に対する自己表明，すなわち友人に対する主張スキルを多次元的に測定する尺度である。限界・喜びの表明（8項目），意見の表明（7項目），不満・要求の表明（6項目），断りの表明（5項目）の計26項目（4件法）で測定した。

結　果

1. 記述統計量と男女差の検定

親和動機と社会的スキル（CS, BS, 主張スキル（以下assertive skill（AS）と略す））については平均得点を，学校生活満足度については河村（1999）に倣い，各下位尺度の合計点を算出し，各得点の男女差を検討するためt検定を行った（Table 4）。その結果，AS, BSと学級生活満足度の承認以外の各尺度についてそれぞれ有意な性差が認められ，親和傾向，拒否不安，CSの各尺度は女子の得点が男子の得点よりも有意に高かった。一方学校生活満足度の被侵害得点は女子の得点に比べ，男子の得点が有意に高かった。

2. 聴くスキルとその他の変数との関連

親和動機（親和傾向と拒否不安），社会的スキル（CS, BS, AS），学校生活満足度（承認と被侵害）について，各変数の相関係数を男女別に算出した（Table 5）。その結果，ASについては，男女とも拒否不安以外の変数と有意な相関係数が得られた。このうち被侵害とは負の（−.20程度），それ以外の変数とは正の相関係数（男子では.50 ～ .60，女子では.20 ～ .30前後）がそれぞれ有意であった。聴くスキルについては，男子のBS, CS双方とも，被侵害以外のすべての変数と.30 ～ .50前後の正の相関係数が有意であった。女子においては，CSにおいて，拒否不安以外の変数との相関係数が有意であり，被侵害とは負の（−.25），それ以外の変数とは.35前後の正の有意な相関係数が見いだされた。BSについては，ASと親和傾向ならびに承認の間に.30前後の有意な正の相関が得られた。拒否不安・被侵害とBSの間の相関係数は有意ではなかった。

3. 学校生活満足度4群における社会的スキルの差の検討

学校生活満足度の2下位尺度について，河村（1999）に示された尺度得点の平均値を基準に高低両群を設定し，承認が平均値（32.86）以上，被侵害が平均値（22.03）以下の群を学校生活満足群，承認と被侵害の両尺度が平均値以上の群を侵害行為認知群，承認と被侵害の両尺度が平均値以下の群を非承認群，承認が平均値以下，被侵害が平均値以上の群を学校生活不満足群とした。この4群を独立変数，社会的スキル（AS・BS・CS）をそれぞれ従属変数として，一要因分散分析を行った（Table 6）。その結果，AS, BS, CS尺度全体と，ASの「限界・喜びの表明」と「意見の表明」，BSの「相手への応答」と「うなずき」，CSの「共感」と「記憶保持」の各下位尺度に主効果がみられ，Tukey法による多重比較を行った。

多重比較の結果，有意差のみられたスキル尺度においては，概して学校生活満足群のスキル得点が学校生活不満足群のスキル得点より高かった。侵害行為認知群は，CS尺度においては満足群よりスキル得点が低い一方，AS, BS尺度においてはどの下位尺度においても満足群との有意なスキル得点の差はみられなかった。また，BS尺度の「相手への応答」とAS尺度全体ならびにAS尺度の「限界・喜びの表明」においては，侵害行為認知群の得点が不満足群より有意に高かった。一方非承認群はAS, BS, CSいずれの尺度全体においても満足群よりスキル得点が低く，CS尺度の「共感」とBS尺度の「相手への応答」，更にAS尺度の「限界・喜びの表明」，「意見の表明」においても同様の結果が得られた。

4. 多母集団同時分析を用いた仮説の検証

1）モデルの検討

本研究では，各尺度得点に男女差がみられたことから，モデルの検討に際して多母集団同時分析による男女別の分析を行った。仮説に基づきモデルの適

Table 4　各尺度における平均値とSD，男女差のt検定の結果

		平均値（SD）			男女差の検定	
		全体	男子	女子	t値	大小比較
親和動機	親和傾向	3.94(0.77)	3.70(0.87)	4.13(0.62)	$t(119.90) = 3.46$ $p < .01$	女子＞男子
	拒否不安	3.71(0.85)	3.55(0.87)	3.83(0.82)	$t(157) = 2.02$ $p < .05$	女子＞男子
聴くスキル	認知スキル	3.65(0.50)	3.56(0.56)	3.71(0.44)	$t(128.35) = 1.80$ $p < .10$	(女子＞男子)
	行動スキル	2.80(0.42)	2.64(0.44)	2.93(0.36)	$t(157) = 4.52$ $p < .01$	女子＞男子
主張スキル		2.79(0.34)	2.80(0.38)	2.78(0.31)	$t(157) = 0.33$ ns	
学校生活満足度	承認	33.18(6.86)	32.13(8.07)	34.00(5.64)	$t(118.42) = 1.65$ ns	
	被侵害	19.32(6.69)	20.90(6.98)	18.07(6.23)	$t(157) = 2.69$ $p < .01$	男子＞女子

※平均値と標準偏差は，左から順に，全体，男子，女子の値を示す。
※図中の値のうち，学校生活満足度尺度は合計点，それ以外の尺度は平均値を示す。
※一部の自由度は小数第2位まで記載したが，これは等分散性が保証されず，Welchの方法を適用したためである。

合度を算出したところ，一部指標において十分な値が得られなかった（$\chi^2(2) = 10.19, p < .01$, GFI = .98, AGFI = .52, CFI = .98, RMSEA = .16）。そこで，学校生活満足度尺度の下位尺度間に相関を仮定した自由度0の飽和モデルから，相関係数（Table 5）において有意な値が得られず，得られたとしても相関係数の値が相対的に低かった，拒否不安から学校生活満足度を説明する2本のパスを削除したところ，この修正モデル（Fig. 1）において十分な適合度が得られた（$\chi^2(4) = 1.97$, *ns*, GFI = 1.00, AGFI = .95, CFI = 1.00, RMSEA = .00）。

2）男子の結果

男子においては，親和傾向からすべてのスキルに対して有意な中程度の正のパス（.63 ～ .30）が得られた一方，拒否不安からのパスはいずれも有意ではなかった。社会的スキルから学校生活満足度へのパスのうち，有意であったのはASから承認への正のパス（.42）のみであり，それ以外については有意なパスは得られなかった。親和傾向から学校生活満足度に対するパスは，承認に対して有意な正のパス（.46）が，被侵害に対して有意な負のパス（-.28）が，それぞれ得られた。

3）女子の結果

女子においては，親和傾向からすべてのスキルに対して有意な中程度の正のパス（.51 ～ .44）が，拒否不安からASおよびBSに対して有意な弱い負のパス（順に-.34と-.24）が得られた。社会的スキルから学校生活満足度へのパスのうち，有意となったのは男子同様，ASから承認への正のパス（.24）のみであった。親和傾向から学校生活満足度に対するパスは，承認に対して有意な正のパス（.32）のみが有意であった。

考　察

1. 聴くスキル・主張スキルと学校生活満足度の関連

分散分析の結果，聴くスキルと主張スキルの双方において，学校生活満足群が他群に比べてスキル得点が高かった。教師やクラスメートから承認され，からかいや仲間はずれの経験が少ない満足群は，「聴く」と「話す」の両側面において，高いスキルを有すると考えられる。反対に，学校生活不満足群は，多くの下位尺度において，他群よりもスキル得点が低かった。周囲から認められる経験が少なく，からかいや拒否を受けている生徒においては，こうした基本的なスキルが未熟であると考えられる。

他者から認められているものの，同時にからかいや仲間はずれを受けていると感じている侵害行為認知群の生徒は，学校生活不満足群よりも主張スキル得点や聴く認知スキル得点が高く，学校生活満足群と同程度のスキルを有している一方，聴くスキルの認知的側面，特に「記憶の保持」においては満足群よりもスキル得点が低いことが明らかとなった。自分の意見を表明し，相手の話を聴いていることを行動で示すことができることで他者からの承認を得ることができる一方，聴いた情報を覚えておくことができないと，中・長期的な対人関係を築くことが難しいと考えられる。こうした対人スキルの欠如は，より深く人と付き合うようになる青年期（落合・佐藤，1996）において，将来の不適応を予測すると考えられる。

Table 5　社会的スキル・親和動機・学校生活満足度各下位尺度間の相関係数

		聴くスキル		主張スキル	親和動機		学校生活満足度	
		認知スキル	行動スキル		親和傾向	拒否不安	承認	被侵害
聴くスキル	認知スキル		.67**	.59**	.34**	.26*	.41**	-.23
	行動スキル	.44**		.61**	.52**	.37**	.45**	-.17
主張スキル		.37**	.29**		.52**	.22	.64**	-.25*
親和動機	親和傾向	.35**	.37**	.29**		.64**	.65**	-.31*
	拒否不安	.11	.06	-.06	.58**		.36**	-.11
学校生活満足度	承認	.31**	.35**	.39**	.46**	.13		-.19
	被侵害	-.25**	-.16	-.23*	-.19	-.09	-.40**	

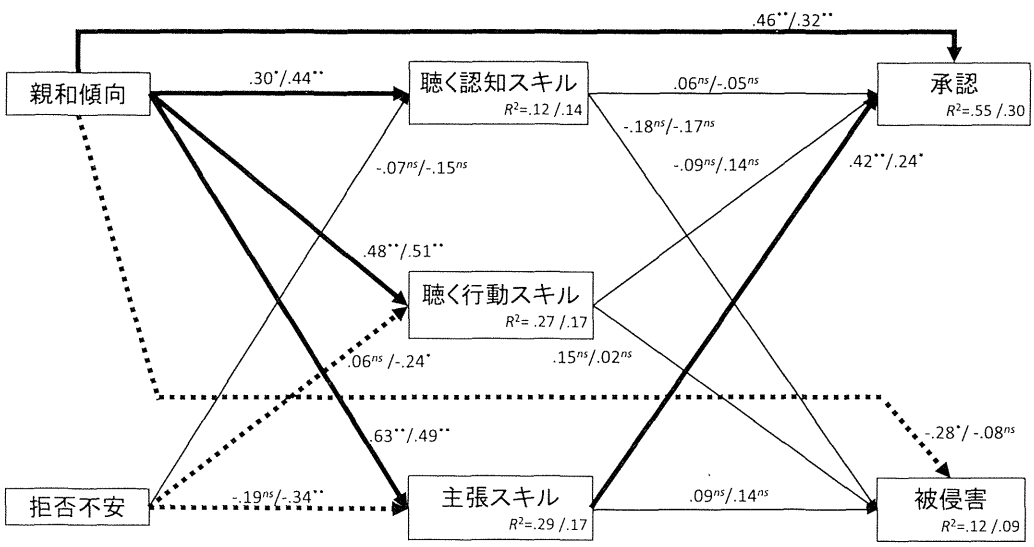
右上：男子　左下：女子　の結果を示す。
**$p < .01$, *$p < .05$

一方，いじめやからかいなどの深刻な適応問題は抱えていないものの，他者からの承認を受けていない非承認群においては，うなずきなどの非言語的スキルは獲得・実行されているものの，相手へ応答したり，自身の辛さやうれしさ・困ったことを伝えたり，自分の意見を表現するといった言語的な反応スキルに困難を抱えていることが推察される。侵害行為認知群に比べ，非承認群において社会的スキル得点が低いことは，河村（1999）の結果と一致している。また侵害行為認知群と非承認群は，学校生活に対する関与が薄かったり，トラブルを抱えている可能性があり，問題が拡大して彼らの成長を妨げない

Table 6　学校生活満足度4群における社会的スキル得点の分散分析結果

	学校生活満足群(A)	侵害行為認知群(B)	非承認群(C)	学校生活不満足群(D)	分散分析結果(F値)	多重比較(Tukey法)
聴く認知スキル全体	3.85(0.42)	3.52(0.46)	3.49(0.57)	3.41(0.45)	$F(3, 155) = 8.91$***	A > B, A > C, A > D
共感	3.85(0.65)	3.63(0.68)	3.34(0.83)	3.37(0.77)	$F(3, 155) = 5.43$**	A > C, A > D
集中	3.86(0.64)	3.86(0.63)	3.61(0.79)	3.61(0.77)	$F(3, 155) = 1.59^{ns}$	
記憶の保持	3.84(0.54)	3.31(0.66)	3.52(0.77)	3.35(0.55)	$F(3, 155) = 6.96$***	A > B, A > D
聴く行動スキル全体	2.95(0.39)	2.78(0.41)	2.66(0.42)	2.59(0.36)	$F(3, 155) = 7.60$***	A > C, A > D
相手への応答	3.16(0.51)	3.02(0.53)	2.73(0.54)	2.62(0.52)	$F(3, 155) = 9.74$***	A > C, A > D, B > D
寄りかからない	2.48(0.80)	2.00(0.72)	2.34(0.76)	2.41(0.78)	$F(3, 155) = 2.11^{ns}$	
手をとめて聴く	3.09(0.68)	2.86(0.62)	2.77(0.74)	2.95(0.55)	$F(3, 155) = 1.99^{ns}$	
うなずき	3.22(0.70)	3.05(0.67)	3.19(0.80)	2.63(0.82)	$F(3, 155) = 4.64$**	A > D, C > D
前傾	2.39(0.73)	2.54(0.65)	2.14(0.64)	2.30(0.47)	$F(3, 155) = 1.86^{ns}$	
主張スキル全体	2.92(0.33)	2.86(0.37)	2.66(0.30)	2.57(0.23)	$F(3, 155) = 11.70$***	A > C, A > D, B > D
限界・喜びの表明	3.19(0.38)	3.14(0.44)	2.68(0.54)	2.58(0.38)	$F(3, 155) = 21.23$***	A > C, A > D, B > C, B > D
意見の表明	2.78(0.48)	2.73(0.57)	2.45(0.49)	2.44(0.51)	$F(3, 155) = 5.25$**	A > C, A > D
不満・要求の表明	2.76(0.47)	2.74(0.37)	2.71(0.42)	2.64(0.38)	$F(3, 155) = 0.56^{ns}$	
断りの表明	2.88(0.53)	2.73(0.44)	2.85(0.41)	2.64(0.56)	$F(3, 155) = 1.88^{ns}$	

***$p < .001$, **$p < .01$, *$p < .05$
(　)内は標準偏差
※聴く認知スキル，聴く行動スキルの得点範囲は1～5点，主張スキルの得点範囲は1～4点である。



※図中の数値は、男子 / 女子　の順に記載した。
※図の煩雑さを避けるため、誤差、共分散は省略した。
※実線と破線は、それぞれ正のパスと負のパスを示す。

$\chi^2(4)=1.97^{ns}$ GFI=1.00 AGFI=.95 CFI=1.00 RMSEA=.00

Fig. 1　親和動機・社会的スキル・学校生活満足度の多母集団同時分析の結果

よう，二次的教育援助が必要であるとされている（河村，1999）。本研究においても特に非承認群についてはこの結果を支持するものであり，何らかの配慮が必要であろう。その際，言語的な反応スキルを中心としたSSTが有効である可能性がある。

学校生活満足度の4群においてこうした特徴がある一方，群間に有意差がない下位スキルも存在した。例えば聴く認知スキルの「集中」には4群による有意な差は認められなかった。不満足群にあっても，相手の話に集中して聴こうとする意識はある程度有していると考えられる。また主張スキルの中でも，不満や他者への要求，断りを伝える部分では，群間に大きな差は認められなかった。主張スキルの中でも，友人関係や学校での満足度を規定するのは，こうした権利防衛の側面の主張行動よりも，困ったことやつらさ，楽しいことなどの情緒的側面の主張行動や，周囲と意見が対立しても自分の意見を伝える側面であると考えられる。したがって，学級集団に対するSSTを行う際には，不満足群においても他群の生徒と同程度有しているこれらのスキルを維持し，それを手がかりとして不足したスキルを補う介入が望まれる。また，主張スキルの中でも，特に情緒的側面の主張行動や，他者との対立場面における主張行動に特化したアサーション・トレーニングを行うことが有効である可能性がある。中学生自身も，学びたいスキルとして「誤解や意見のくいちがいなどのトラブルを上手に解決する」スキルを上位に挙げており（金山・中台・前田，2003），中学生自身が自覚するニーズに合わせた介入が，彼らの主観的な社会的適応感を高めると考えられる。

2. 親和動機・社会的スキル・学校生活満足度の関連

親和動機，社会的スキル，学校生活満足度の関連を，共分散構造分析を用いて検討した。分析の結果，学校生活満足度の下位尺度間に有意な相関がみられ，一部の適合度指標において十分な値が得られなかったため，モデルを一部修正した。この有意な相関については，中学生を対象とした他の研究でも同様の結果が得られており（本田ら，2009；河村，1999），本研究の結果もこれらの結果と一致するものといえる。

多母集団同時分析の結果，親和動機のうち，特に親和傾向と聴くスキル・主張スキルとの間に正の関連があり，仮説1は支持された。男子においては聴くスキルよりも主張スキルに対するパス係数が高く，女子においては3つのスキルに対してほぼ同値のパス係数が得られた。このことから，中学1年生段階では，他者と仲良くなりたい欲求が高まった時，男子においては聴くスキルよりも主張スキルを身につける一方，女子は主張スキルと聴くスキルの双方を身につけることが示唆された。女子は男子に比べ，他者に率直な自己表明を求めるとされているが（柴橋，2001），こうした他者からの自己表明を受け止めようという意識の性差が，聴くスキルの獲得・実行の性差に反映されていると考えられる。また，女子においてのみ，拒否不安から一部スキルに対する有意な負のパスが得られた。このことから，特に女子では，対人的な不安がスキルの獲得や実行を阻害していると考えられる。他者からの拒否を回避する心性は，思春期において高まり，男子よりも女子の方が高いことが明らかになっている（山本・田上，2007）。このことから，特に女子に対しては，対人不安の軽減が課題となることが考えられる。

また，主張スキルと学校生活満足度の承認の間に正の関連が認められ，仮説2も部分的に支持された。特に男子においてはパス係数も比較的大きく，親和傾向が主張スキルを高め，主張スキルを利用することで他者から認められる経験を多く得ていることがうかがえる。一方で，女子においてはパス係数が相対的に小さく，承認に対するパスは主張スキルからのパス係数よりも，親和傾向と直接関連するパス係数の方が大きかった。女子においては，今回用いた主張や聴くという基本的スキル以外の要因が関連していることが想定される。今後は女子の承認感を高めるその他の要因についても詳細な検討が必要であろう。

また，親和傾向はスキルを介さず，直接承認や被侵害感と関連を有しており，仮説3も一部で支持された。特に親和傾向から承認に対するパス係数は，スキルを媒介するパス係数と同程度もしくはそれより高い値を示した。本研究と同様の内容を検討した塚本・濱口（2003）では，スキルを媒介するパス係数の方が大きかったが，本研究の結果はそれとは矛盾する。本研究では「聴く」と「話す」の2つの基本的スキルを取り上げたが，少なくとも中学1年生において，これら2つのスキルのみでは承認感や被侵害感を説明しきれなかった可能性がある。今後は問題解決スキルなどのより高度なスキルを加え，社会的スキルの中でもどのようなスキルが社会的適応感をより強く関連するのかについて検討し，より有効なSSTのための情報を得ることが必要であろう。

最後に，承認と被侵害におけるR^2値を比較すると，被侵害の方が低い値を示した。これは，学校生活スキルと学校生活満足度の関連を検討した飯田（2003）の結果とも一致する。また，本研究の結

果では社会的スキルと被侵害感の間に関連がみられず，特に女子においては親和動機・社会的スキルともに被侵害感との間に有意な関連が確認されなかった。いじめやからかいの被害を未然に防ぐ要因として，少なくとも中学1年生の段階では，聴くスキルと主張スキルの2スキルのみでは不適応を予防することが難しいと考えられる。今後は調査対象者を拡大し，学年差を検討するプロセスを踏まえ，どの学年においてどのようなSSTがより効果的なのかを探る必要があろう。

総合考察

本研究は，従来より基本的スキルとされ，更に多くのSSTで標的スキルとなっている聴くスキルと主張スキルに注目し，2つのスキルと学校生活満足度の2者の関連を検討するとともに，その2者を規定すると考えられる親和動機を含めた3者の関連を，共分散構造分析を用いて検討した。その際，聴くスキルを測定する質問紙尺度を新たに開発し，その信頼性と妥当性の検討も同時に行った。

本研究で作成された2つの聴くスキル尺度は，聴くスキルを認知面と行動面の2側面に分離し，それぞれについてさらに多面的にとらえる尺度が完成した。今後は聴くスキルを認知・行動の両面から多角的にとらえる本尺度を用い，聴くスキルをめぐるより詳細な検討が可能となろう。一部下位尺度において，項目数が2項目と少なく，該当する因子の網羅性について疑問が残ること，同じく一部下位尺度においてα係数が.60を下回り，十分な内的一貫性を保持できていないことなど課題も残った。しかしながら，尺度全体のα係数は.70以上であったほか，全般的社会的スキルや共感性，社会的自己制御など関連する概念と正の相関を有している。こうしたことから，尺度全体においてはおおむね十分な信頼性と妥当性を備えているといえる。

学校生活満足度の各群について，聴くスキル・主張スキルの得点を比較したところ，両スキル得点に有意差があることが示された。先行研究同様，学校生活不満足群は多くの下位スキルにおいて，他群より有意にスキル得点が低かった。学校生活において周囲から承認を受けられず，からかいや仲間はずれなどの侵害経験が多い生徒は，「聴く」と「話す」という2つの基本的スキルの獲得・実行に問題を抱えていることが考えられる。

また，侵害行為認知群と非承認群においては各スキルに特徴がみられ，侵害行為認知群は概して「聴く」と「話す」のスキルにおいて不満足群よりも得点が高く，一定の聴くスキル・主張スキルを有しているといえる。しかしながら，聴く認知スキル全体と，「記憶の保持」下位尺度のみ，満足群より有意に得点が低かった。侵害行為認知群の生徒は，相手の話に集中し，適切な言語的・非言語的反応を返すことは可能であっても，そこで話された情報を次の会話の際に用いることに多少の困難を生じている可能性がある。こうしたことが頻繁に起こると，相手としては何度も同じ話を繰り返すことになり，結果として周囲からの承認を受けられなくなることが想定される。このように，同じ聴くスキルであっても，適応の類型によってスキルの認知面と行動面に差がみられることが明らかになった。スキルを細分化し，認知面と行動面双方に焦点を当てた本研究の結果は，今後のスキル研究に対して新たな示唆を与えるものであろう。

一方非承認群は，特に主張スキルや聴くスキルの中の言語的側面において，満足群よりも得点が有意に低かった。非承認群は，うなずきについては満足群同等に行えるものの，相手の話に対する確認や質問が少なく，自分から意見を述べたり，自身の情緒的な側面について開示・主張する言語的なスキルに欠けていることが示唆された。したがって，非承認群に対するスキル・トレーニングにおいては，こうした言語的スキルを反映するような標的スキルを選定することがより有効であると考えられる。

社会的スキルと学校生活満足度に親和動機を加えた分析では，親和動機の中でも特に親和傾向の高さがスキルの獲得や実行を支える対人動機であることが明らかとなった。この傾向は高校生の結果（藤原・濱口，2010b）と一致しているが，一方で高校生において確認された拒否不安とスキルの関連については，中学1年生を対象とした本研究では女子の一部スキルとの関連のみにとどまった。拒否不安を含む対人不安は青年期にかけて高まるとされ，対人不安の認知的要素である評価懸念は，小学生よりも中学生の方が，また男子よりも女子の方が高いことが示されている（山本・田上，2007）。本研究の対象者であった中学1年生はこうした対人不安が高まる只中にいると考えられるが，それでもまだ，「周囲から拒否されたくない」という不安よりも，「周囲と仲良くなりたい」というよりポジティブな対人動機によって，人とかかわる際に必要な社会的スキルの獲得や実行が高められていると考えられる。

また，親和動機によって高められた聴くスキルと主張スキルではあるが，主張スキルと承認の間の正の関連以外には，スキルと学校生活満足度との間には有意な関連がみられなかった。聴くスキル・主張

スキルと学校生活満足度の関連について，各々の相関係数を概観すると，承認とは .30 ～ .60 程度の正の相関が，被侵害とは -.20 前後の負の相関が，それぞれ有意となっており（Table 6），それぞれ単独に検討すれば十分に関連があるといえる。しかしながら，本研究のように，対人動機や複数のスキルをモデルに含めて分析すると，適応に寄与するスキルの影響力が低下することが示された。これは，彼らの社会的適応感がスキルのみによって規定されているのではなく，スキルを含め，様々な要因が複雑に関連していることを示唆している。従来の社会的スキルの実践研究において一貫した結果が得られないのは，こうした様々な要因を考慮していないためであると考えられる。つまり，本研究で取り上げた親和動機はもちろん，本研究で取り上げなかった対人不安や，発達に伴って起こる友人関係の質的変化（落合・佐藤，1996）など，標的となった社会的スキル以外の要因を十分考慮する必要があろう。今後社会的スキル研究においては，従来の社会的スキルと適応感の単純な関連の検討だけではなく，様々な要因を取り入れた検討を行い，SST が真に効果をもたらすような介入方法を検討することが必要である。

最後に，本研究の限界と今後の課題を 3 点挙げる。本研究で作成された聴くスキル尺度は，尺度の網羅性に疑問が残り，また一部 α 係数の値もやや低かった。今後は項目の見直しなど，尺度の再検討が必要であろう。また，研究 2 の対象者は中学 1 年生に限られ，学年差を検討することができなかった。また，対象とした中学校が 1 校のみであったため，結果の一般化には疑問が残る。今後は幅広いサンプリングを行い，この結果を再度検証することが必要であろう。更に，研究 2 のデータは 1 時点のみで収集されており，このデータから因果関係を想定するには限界がある。今後は縦断調査により 2 時点以上でのデータ収集を行い，本研究の結果を追試することも課題であろう。

引用文献

Brownell, J. (2009). *Listening: Attitudes, principles, and skills.* Boston: Allyn & Bacon.

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.

榎本淳子（1999）．青年期における友人との活動と友人に対する感情の発達的変化　教育心理学研究，**47**，180-190.

藤枝静暁・相川　充（1999）．学級単位による社会的スキル訓練の試み　東京学芸大学紀要第一部門，**50**，13-22.

藤枝静暁・新井邦二郎（2008）．千葉県，神奈川県，東京都の小・中学校教師を対象とした社会的スキル教育のニーズ調査　筑波大学発達臨床心理学研究，**29**，21-33.

藤原健志・濱口佳和（2010a）．高校生用聴くスキル尺度作成の試み（1）　日本教育心理学会第 52 回総会発表論文集，654.

藤原健志・濱口佳和（2010b）．高校生の社会的スキルと親和動機及び学校生活満足感との関連―聴くスキルと主張スキルを中心に―　日本カウンセリング学会第 43 回総会発表論文集，90.

藤原健志・濱口佳和（2011）．大学生版聴くスキル尺度作成の試み　筑波大学心理学研究，**42**，87-97.

後藤吉道・佐藤正二・高山　巌（2001）．児童に対する集団社会的スキル訓練の効果　カウンセリング研究，**34**，127-135.

濱口佳和（1994）．児童用主張尺度の構成　教育心理学研究，**42**，463-470.

原田知佳・吉澤寛之・吉田俊和（2008）．社会的自己制御（Social Self-Regulation）尺度の作成―妥当性の検討および行動制御・行動接近システム・実行注意制御との関連　パーソナリティ研究，**17**，82-94.

本田真大・大島由之・新井邦二郎（2009）．不適応状態にある中学生に対する学級単位の集団社会的スキル訓練の効果　教育心理学研究，**57**，336-348.

飯田順子（2003）．中学生における学校生活スキルと学校生活満足度との関連　学校心理学研究，**3**，3-9.

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.

石川信一・山下朋子・佐藤正二（2007）．児童生徒の社会的スキルに関する縦断的研究　カウンセリング研究，**40**，38-50.

磯部美良・堀江健太郎・前田健一（2004）．非行少年と一般少年における社会的スキルと親和動機の関係　カウンセリング研究，**37**，15-22.

金山元春・後藤吉道・佐藤正二（2000）．児童の孤独感低減に及ぼす学級単位の集団社会的スキル訓練の効果　行動療法研究，**26**，83-96.

金山元春・中台佐喜子・前田健一（2003）．中学生の保護者を対象とした社会的スキル教育のニー

ズ調査 広島大学心理学研究, **3**, 109-115.
金山元春・中台佐喜子・前田健一 (2004). 中学生の積極的な聴き方スキルと学校適応 広島大学心理学研究, **4**, 97-102.
金山元春・中台佐喜子・新見直子・斉藤由里・前田健一 (2003). 中学校における学校規模の社会的スキル訓練 広島大学大学院教育学研究科紀要第三部, **52**, 259-266.
河村茂雄 (1999). 生徒の援助ニーズを把握するための尺度の開発 (1) ―学校生活満足度尺度 (中学生用) の開発― カウンセリング研究, **32**, 274-282.
菊池章夫 (1988). 思いやりを科学する 川島書店
菊池章夫 (2007). 社会的スキルを測る：KiSS-18 ハンドブック 川島書店
小林正幸・相川 充 (1999). ソーシャルスキル教育で子どもが変わる 小学校―楽しく身につく学級生活の基礎・基本 図書文化
久木山健一 (2006). 聴くスキル尺度の作成および対人関係との関連の検討 日本教育心理学会第48回総会発表論文集, 29.
村上宣寛・村上千恵子 (1997). 主要5因子性格検査の尺度構成 性格心理学研究, **6**, 29-39.
落合良行・佐藤有耕 (1996). 青年期における友達とのつきあい方の発達的変化 教育心理学研究, **44**, 55-65.
岡田 涼 (2008). 親密な友人関係の形成・維持過程の動機づけモデルの構築 教育心理学研究, **56**, 575-588.
Rhodes, S.C., Watson, K.W., & Baker, L.L. (1990). Listening assessment; Trends and influencing factors in the 1980s. *International Journal of Listening*. **4**, 62-82.
柴橋祐子 (2001). 青年期の友人関係における自己表明と他者の表明を望む気持ち 発達心理学研究, **12**, 123-134.
杉浦 健 (2000). 2つの親和動機と対人的疎外感との関係―その発達的変化― 教育心理学研究, **48**, 352-360.
登張真稲 (2003). 青年期の共感性の発達：多次元的視点による検討 発達心理学研究, **14**, 136-148.
塚本貴文・濱口佳和 (2003). 親和動機と攻撃性および社会的スキルが友人関係満足感に及ぼす影響 筑波大学発達臨床心理学研究, **15**, 45-55.
和田 実 (1986). 行為, 対人距離および話題が非言語行動と自己開示に及ぼす影響 実験社会心理学研究, **26**, 1-12.
渡部麻美 (2006). 主張の4要件理論に基づく尺度の作成 筑波大学心理学研究, **32**, 39-47.
渡部麻美 (2008). 4要件理論に基づく主張と社会的情報処理および精神的健康との関連 パーソナリティ研究, **16**, 185-197.
Watson, K.W., Baker, L.L., & Weaver, J.B. (1995). The listening styles profile (LSP-16): Development and validation of an instrument to assess four listening styles. *International Journal of Listening*, **9**, 1-13.
山本淳子・田上不二夫 (2007). 思春期における評価懸念と承認欲求との関連 カウンセリング研究, **40**, 116-126.

(受稿9月30日：受理10月11日)