

## 中学生における社交不安傾向の1年間の変化パターン

下田 芳幸<sup>\*1</sup> ・ 石津 憲一郎<sup>\*2</sup> ・ 大月 友<sup>\*3</sup>

### Examining the changing patterns of social anxiety in Japanese junior high school students over one year

Yoshiyuki SHIMODA, Kenichiro ISHIZU, and Tomu OHTSUKI

【要約】中学生の社交不安傾向の1年間の変化パターンを検討した。中学1—3年生712名のデータに対して、潜在クラス成長分析を適用した。全体として社交不安傾向は安定的であったが、社交不安傾向が急激に強まる生徒が少数ながら存在すること、1年を通して強い社交不安傾向を示す生徒も一定数いること、男女差は特に評価恐怖において顕著であることなどが明らかとなった。

【キーワード】中学生、社交不安、変化パターン、潜在クラス成長分析

社交不安症<sup>1)</sup> (Social anxiety disorder, または社交恐怖 Social phobia) は不安症群に含まれる精神疾患の一つであり、その本質的特徴は、「他者によって注視されるかもしれない社交状況に関する著名または強烈的な恐怖または不安」であるとされ (American Psychiatric Association, 2013 高橋・大野監訳 2014), その背景要因として、「他者からの否定的評価に対する恐れ」 (Rapee & Heimberg, 1997) があるとされる。

社交不安症の生涯有病率は、診断に用いられるツールや診断基準によって異なるが、概ね5—15%とされ (貝谷, 2010), 12ヶ月有病率は0.5—2%程度 (American Psychiatric Association, 2013 高橋・大野監訳 2014) となっている。発症年齢に関しては、13歳頃 (Wittchen & Fehm, 2001) または「中央値が13歳, 75%の人の発症年齢が8—15歳」 (American Psychiatric Association, 2013 高橋・大野監訳 2014) とされ, 青年期中期～後期において発症年齢が増加する, という報告がある (Bokhorst & Westenberg, 2011)。

海外の研究ではすでに, 社交不安が不登校 (Last, Hersen, Kazdin, Orvaschel, & Perrin, 1991) や学業

不振 (Beidel & Turner, 1998) を始めとする学校不適応のリスクを高めることなど, 社交不安が子どもの学校生活に及ぼす影響が検討されている。先述のように, 特に発症年齢が13歳頃に多いことを考えると, 中学生における社交不安の知見は, 学校臨床心理学の観点から有益であると思われる。

しかし日本では, 中学生の社交不安に関する研究は少なく<sup>2)</sup>, これまでのところ, 海外の尺度の邦訳と信頼性・妥当性の検証 (岡島・福原・山田・坂野, 2009; 笹川・高橋・佐藤・赤松・嶋田・野村, 2009) がなされているほか, 得られている知見としては, 日本における社交不安傾向の強い子は, 主観的症状より頭痛や腹痛といった身体的症状を訴えやすいこと (笹川ら, 2009), 小学生より中学生の方が社交不安傾向は強いこと (笹川ら, 2009), 女子が男子より社交不安傾向が強いこと (岡田・谷・大西・中島・辻井, 2012; 笹川ら, 2009), 社交不安に関する成人の認知行動モデルが小中学生においても妥当であること (岡島・金井・福原・岡島, 2011) といったものに限られている。

しかし, 社交不安症の構成要素である評価懸念 (Rapee & Heimberg, 1997) に関して, 日本の中

<sup>\*1</sup> 佐賀大学大学院学校教育学研究科 <sup>\*2</sup> 富山大学大学院教職実践開発研究科 <sup>\*3</sup> 早稲田大学人間科学学術院

学生においても不登校傾向との関連を指摘する研究(白倉・濱口, 2015)があり, 学校臨床心理学の観点から, 日本の中学生の社交不安に関する知見を蓄積していくことは有益であろう。

そこで本研究は, 中学生の社交不安傾向の知見として, 1年間の変化パターンに関する検討を行うこととした。一般的な中学校においては, 学級編成は主に1年単位でなされる。そのため担任や級友との関係性が1年単位で大きく変わるという特質を考慮すると, 1年間の社交不安の変化パターンに関する特徴を把握することで, 社交不安と友人関係の変化との関連といった, 今後の中学生の社交不安の基礎研究にも有意義な知見を提供できる可能性があるほか, 社交不安傾向の高い群の割合, すなわち潜在的ニーズの高い群の把握や, 年度の早い時期での社交不安傾向への介入といった臨床的示唆も得られると予想される。

なお, 先行研究の動向を考慮し, 性別と学年が, 社交不安の変化パターンに影響するか, についても検討することとした。

## 方 法

### 調査協力者

調査対象者は, 学校長より許可の得られた中部地方の公立中学校2校の1—3年生870名(男子435名, 女子429名, 不明6名)であった。このうち, 後述する3回の調査に協力し, かつ記入ミスのなかった712名(男子347名, 女子365名, 全対象者の82.4%)のデータを用いた<sup>3)</sup>。なお調査対象校にて調査期間中, 本研究に由来すると思われる問題は確認されなかった。

### 調査内容

本研究では中学生の社交不安の測度として, 岡島ら(2009)が作成した Social Anxiety Scale for Adolescents 日本語版(以下 SAS-A)を使用した。

本尺度は18項目(1:まったくそうは思わない—5:いつもそう思う, の5件法)から構成され, “みんなが私のことをどう思っているか心配する”といった8項目からなる「他者からの否定的な評

価に対する恐れ(以下, 評価恐怖)”, “みんなと一緒にいるときには静かにしている”などの4項目からなる「一般的な回避とディストレス(以下, 一般回避)”, “初対面の人の前ではきんちょうする”をはじめとする6項目からなる「新しい状況や人に対する回避とディストレス(以下, 新奇回避)”, の3下位尺度からなる。いずれも得点が高くなるほど, 下位尺度名に表される社交不安傾向が強まる, と解釈される。

### 調査時期と手続き

1年間の変化パターンを検討するため, 調査は, 2014年の6月中旬(Time1), 10月中旬(Time2), 2015年2月中旬(Time3)の計3回行われた。実施日は, 調査期間が概ね4ヶ月程度となり, かつ大きな学校行事の前後を避けて, 学校側が設定した。調査の実施に先立ち, 調査の目的, 回答協力は任意であること, プライバシー保護や問い合わせ先をまとめた保護者向け案内を配布した<sup>4)</sup>。その後, 帰りの会などの時間帯を利用し, クラス単位で一斉に調査を実施した。質問紙の表紙には, 性別と学年, 出席番号を問う項目とともに, 調査の目的, 回答が任意であること, 回答拒否によって不利益は一切被らないこと, 出席番号は3回の回答を一致させるためだけに使用すること, 回答内容の秘密は厳守されることなどを明記し, 口頭でも同様の説明がなされた。

また調査協力へのお礼として, ストレスマネジメント教育(竹中・富永, 2011)を参考に作成したリラクゼーション技法プリントを, 3回目の調査後に全生徒へ配布した。

### 分析手法について

本研究では, 変化パターンの検討に, 潜在クラス成長分析(Latent Class Growth Analysis, LCGA)を用いた。LCGAは, 時系列データの変化パターンを検証する潜在曲線モデルと, 分類基準となる変数が未知の場合に個人が所属する集団を推定する潜在混合分布モデルの特徴を組み合わせた分析とされる(竹林, 2014)。変化パターンを予測する知見がないことから, 3回の観測データの変化パターンを探索的に検討するのに, LCGAが適当と

判断した。なお、変化パターンから個人の所属する潜在クラスを推定する手法は、大別して成長混合モデル (Growth Mixture Model, GMM) と LCGA がある。LCGA は個人レベルの誤差項を仮定しない GMM の特殊モデルとされ、潜在クラス内での個人差を仮定しない分、GMM と比較して潜在クラスの推定がより明確になる利点がある、とされる (Jung & Wickrama, 2008)。

分析には、Mplus7.31 (Muthén & Muthén, 1998-2015) を使用した。また分析に際し、性別と学年の影響を検討するため、性別は男子を 0、女子を 1 の値に変換し、学年に関しては学年の値を、それぞれ説明変数として投入した。潜在クラス数の決定に際しては、推定する潜在クラス数を順次増やしていき、その際の適合度の差の有意性を検討する、ブートストラップ法による尤度比の差の検定 (bootstrapped likelihood ratio test, BLRT) の結果を参考に、BIC (Bayesian Information Criterion, ベイズ情報量基準) や、entropy 値、所属クラスへの所属確率などを総合的に勘案し、最適な潜在クラス数を判断した<sup>5)</sup>。

## 結 果

### 本サンプルの記述統計

SAS-A 合計得点および評価恐怖、一般回避、新奇回避の各下位尺度得点について、各時点での学年および性別、そして全サンプルの平均値と標準偏差を Appendix に示す。

次に、各時点における SAS-A 全体および各下位尺度の内的一貫性を検討するため、 $\omega$  係数を算出したところ、評価恐怖は 3 時点とも  $\omega = .95$ 、一般回避は  $\omega = .86 - .89$ 、新奇回避は  $\omega = .91 - .93$ 、SAS-A 全体では 3 時点とも  $\omega = .96$  であった。

### 評価恐怖の 1 年間の変化パターン

評価恐怖得点を用いた LCGA における対数尤度、BIC、entropy 値、BLRT 結果をまとめたものを、Table1 に示す。

クラス数 7 以上では、所属確率が 80% を下回るクラスが複数確認されたことなどから、クラス数

6 を採用した。6 クラスでの各潜在クラスへの所属確率は 86.6%—95.6% であり、他の指標からも、分類は良好であると判断した。各潜在クラスと学年および性別の切片、傾きの非標準化推定値をまとめたものを Table2 に、クラスごとの 3 時点の平均得点をグラフ化したものを Figure1 に示す。

各潜在クラスの特徴を検討するため、まず Time1 の得点差を、分散分析で検討した。その結果、潜在クラスの主効果は有意であった ( $F(5,706)$ )

Table1 評価恐怖の潜在クラス数探索と各指標値

	対数尤度	BIC	entropy	BLRT	p 値
1クラス	-7352.31	14763.73	—	—	—
2クラス	-6941.19	13974.33	.841	822.24	.000
3クラス	-6797.51	13719.81	.838	287.36	.000
4クラス	-6732.43	13622.49	.813	130.15	.000
5クラス	-6708.91	13608.29	.842	47.05	.000
6クラス	-6684.62	13592.55	.864	48.57	.000
7クラス	-6672.41	13600.97	.841	24.43	.000
8クラス	-6662.77	13614.54	.802	19.27	.000

Table2 評価恐怖 6 クラスの特徴

	非標準化推定値	p 値
クラス1 高得点維持 ( $n=35$ )		
切片	32.43	.000
傾き	0.33	.627
クラス2 高得点減少 ( $n=12$ )		
切片	27.58	.000
傾き	-8.80	.000
クラス3 中高得点維持 ( $n=148$ )		
切片	23.24	.000
傾き	0.55	.223
クラス4 中低得点微増 ( $n=245$ )		
切片	15.42	.000
傾き	1.06	.013
クラス5 低得点増加 ( $n=7$ )		
切片	10.23	.000
傾き	10.92	.000
クラス6 低得点維持 ( $n=265$ )		
切片	9.30	.000
傾き	0.53	.146
性別の効果		
切片	1.59	.004
傾き	-0.23	.371
学年の効果		
切片	0.57	.047
傾き	-0.32	.023

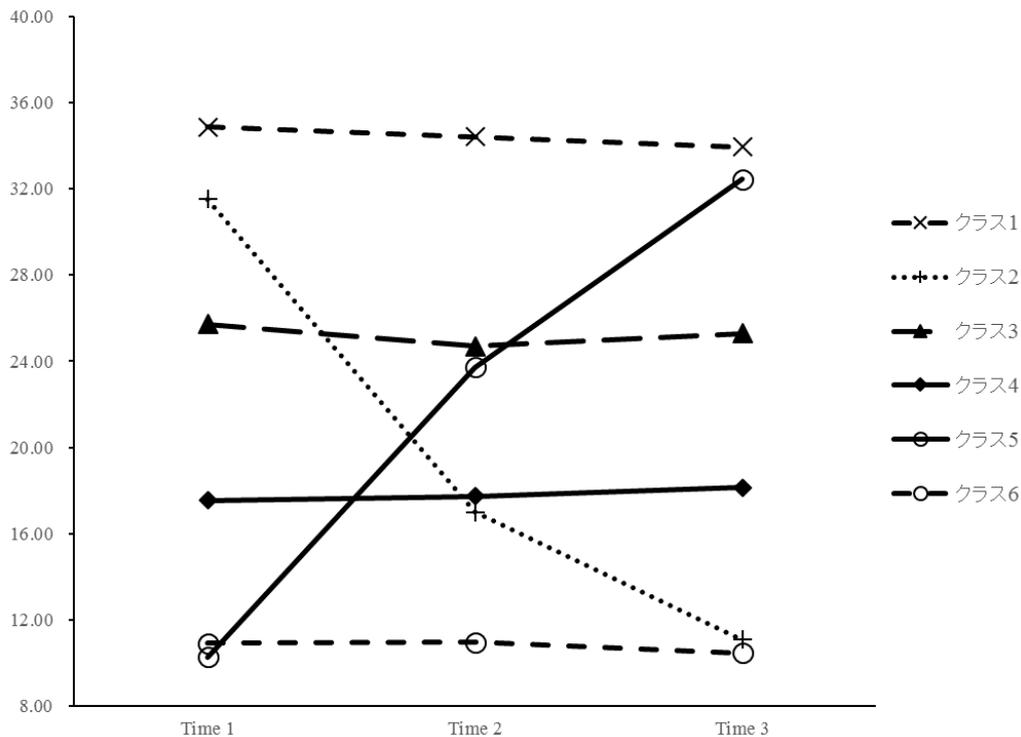


Figure1 評価恐怖の各潜在クラスの継時的変化

=431.10,  $p < .05$ ,  $\eta_p^2 = .75$ )。Shaffer 法による多重比較結果および群間差の効果量  $d$  (.16—6.02), そして各潜在クラスの切片と傾きの特徴を踏まえて, 各クラスの名称を決定した。

クラス 1 (35 名) は, Time1 得点が高く傾きが非有意であったため, 高得点維持群と考えられる。クラス 2 (12 名) は, Time1 得点がクラス 1 とほぼ同程度で有意な負の傾きを示したため, 高得点減少群と考えられる。クラス 3 (148 名) は, Time1 得点がクラス 1, 2 よりやや低く傾きが非有意であったため, 中高得点維持群と考えられる。クラス 4 (245 名) は, Time1 得点がクラス 3 より低く若干の有意な得点増加が見られたことから, 中低得点微増群と考えられる。クラス 5 (7 名) は, Time1 得点はクラス 4 より低く有意な正の傾きを示したため, 低得点増加群と考えられる。最後にクラス 6 (265 名) は, Time1 得点がクラス 5 と同程度に低く傾きが非有意であったため, 低得点維持群と考えられる。

潜在成長曲線の切片と傾きに対する性別および学年の効果のうち, まず性別は, 切片に対して有意な正の影響を及ぼしていたが ( $p < .05$ ), 傾きに

対する効果は有意でなかった ( $p > .05$ )。学年は, 切片に対しては正の, 傾きについては負の, それぞれ有意な影響を及ぼしていた ( $ps < .05$ )。

**一般回避の1年間の変化パターン**

一般回避得点を用いたLCGAにおける対数尤度, BIC, entropy 値, BLRT 結果をまとめたものを, Table3 に示す。

クラス数 6 以上では, 所属確率が 80%を下回るクラスや, 所属する人数が 1%を下回るクラスが複数確認されたことなどから, クラス数 5 を採用した。5 クラスでの各潜在クラスへの所属確率は 84.3%—95.6%であり, 他の指標からも, 分類は良好であると判断した。各潜在クラスと学年および

**Table3 一般回避の潜在クラス数探索と各指標値**

	対数尤度	BIC	entropy	BLRT	p 値
1クラス	-5592.04	11243.19	—	—	—
2クラス	-5215.92	10523.79	.896	752.248	.000
3クラス	-5029.35	10183.50	.869	373.125	.000
4クラス	-4990.31	10138.24	.853	78.096	.000
5クラス	-4953.90	10098.28	.865	72.808	.000
6クラス	-4922.86	10069.03	.884	62.084	.000
7クラス	-4898.24	10052.64	.877	49.232	.000
8クラス	-4882.25	10053.49	.898	31.996	.000

性別の切片，傾きの非標準化推定値をまとめたものを Table4 に，クラスごとの3時点の平均得点を

	非標準化推定値	p 値
クラス1 高得点維持 (n=23)		
切片	14.82	.000
傾き	0.54	.214
クラス2 中高得点維持 (n=64)		
切片	11.47	.000
傾き	-0.13	.624
クラス3 中低得点維持 (n=212)		
切片	8.05	.000
傾き	-0.41	.492
クラス4 低得点増加 (n=49)		
切片	5.83	.000
傾き	2.48	.000
クラス5 低得点維持 (n=361)		
切片	4.71	.000
傾き	-0.22	.377
性別の効果		
切片	-0.07	.727
傾き	0.17	.187
学年の効果		
切片	0.21	.032
傾き	-0.01	.902

グラフ化したものを Figure2 に示す。

各潜在クラスの特徴を検討するため，まず Time1 の得点差を，分散分析で検討した。その結果，潜在クラスの主効果は有意であった ( $F(4,707) = 354.35, p < .05, \eta_p^2 = .67$ )。Shaffer 法による多重比較結果および群間差の効果量  $d$  (.54—5.19)，そして各潜在クラスの切片と傾きの特徴を踏まえて，各クラスの名称を決定した。

クラス1 (23名) は，Time1 得点が高く傾きが非有意であったため，高得点維持群と考えられる。クラス2 (64名) は，Time1 得点がクラス1よりやや低く傾きが非有意であったため，中高得点維持群と考えられる。クラス3 (212名) は，Time1 得点がクラス2よりやや低く傾きが非有意であったため，中低得点維持群と考えられる。クラス4 (49名) は，Time1 得点がクラス3より低く有意な正の傾きを示したため，低得点増加群と考えられる。最後にクラス5 (361名) は，Time1 得点がクラス4と同程度に低く傾きが非有意であったため，低得点維持群と考えられる。

潜在成長曲線の切片と傾きに対する性別および学年の効果のうち，まず性別は，切片，傾きとも，

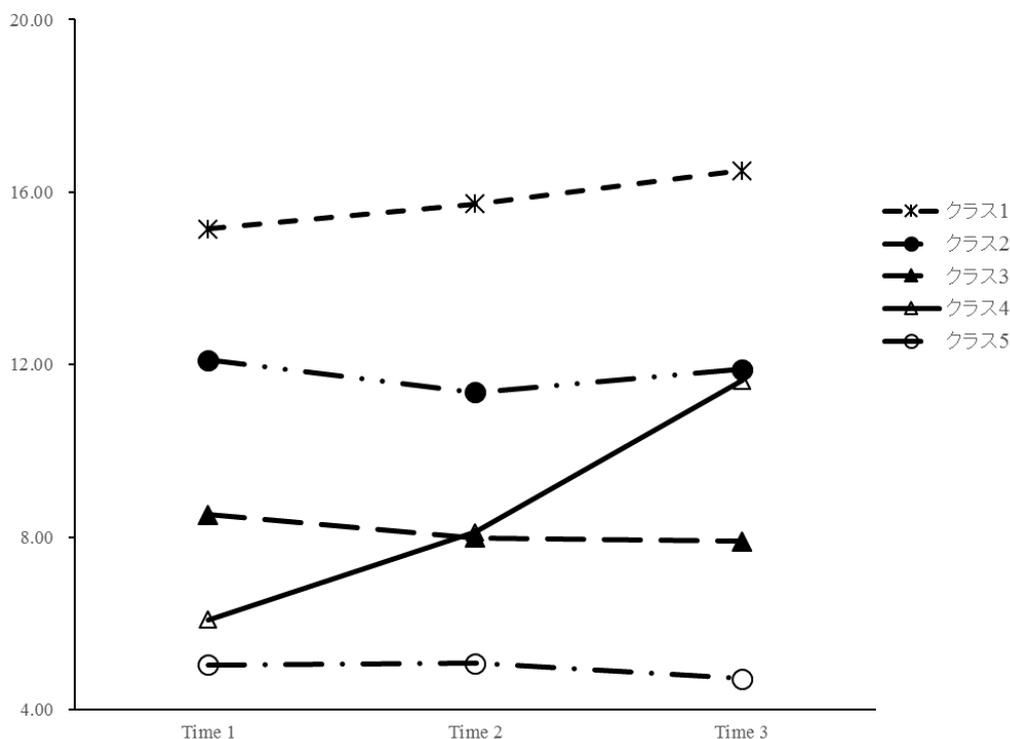


Figure2 一般回避の各潜在クラスの継時的変化

効果は有意でなかった ( $ps>.05$ )。学年は、切片に対して正の効果を及ぼしていたが ( $p<.05$ )。傾きへの効果は有意でなかった ( $p>.05$ )。

### 新奇回避の1年間の変化パターン

新奇回避得点を用いたLCGAにおける対数尤度、BIC、entropy 値、BLRT 結果をまとめたものを、Table5 に示す。

クラス数7以上では、所属確率が80%を下回る

	対数尤度	BIC	entropy	BLRT	p 値
1クラス	-6872.28	13803.67	—	—	—
2クラス	-6478.90	13049.75	.796	786.756	.000
3クラス	-6333.98	12792.75	.828	289.840	.000
4クラス	-6301.51	12760.66	.763	64.934	.000
5クラス	-6283.98	12758.43	.798	35.069	.000
6クラス	-6265.66	12754.63	.826	36.644	.000
7クラス	-6250.09	12756.33	.790	31.133	.000
8クラス	-6238.09	12765.18	.801	23.999	.000

Table6 新奇回避6クラスの特徴

	非標準化推定値	p 値
クラス1 高得点維持 ( $n=61$ )		
切片	24.34	.000
傾き	0.64	.330
クラス2 中高得点減少 ( $n=12$ )		
切片	20.77	.000
傾き	-6.91	.000
クラス3 中高得点維持 ( $n=188$ )		
切片	19.17	.000
傾き	0.19	.619
クラス4 中低得点維持 ( $n=226$ )		
切片	14.05	.000
傾き	0.55	.164
クラス5 低得点増加 ( $n=10$ )		
切片	7.99	.000
傾き	8.15	.000
クラス6 低得点維持 ( $n=215$ )		
切片	8.78	.000
傾き	-0.06	.822
性別の効果		
切片	0.67	.678
傾き	-0.07	.730
学年の効果		
切片	0.15	.581
傾き	-0.05	.678

クラスが複数確認されたことなどから、クラス数6を採用した。6クラスでの各潜在クラスへの所属確率は82.5%—93.1%であり、他の指標からも、分類は良好であると判断した。各潜在クラスと学年および性別の切片、傾きの非標準化推定値をまとめたものをTable6に、クラスごとの3時点の平均得点をグラフ化したものをFigure3に示す。

各潜在クラスの特徴を検討するため、まずTime1の得点差を、分散分析で検討した。その結果、潜在クラスの主効果は有意であった ( $F(5,706) = 384.24, p<.05, \eta_p^2=.73$ )。Shaffer法による多重比較結果および群間差の効果量  $d$  (.43—5.38)、そして各潜在クラスの切片と傾きの特徴を踏まえて、各クラスの名称を決定した。

クラス1 (61名) は、Time1得点が高く傾きが非有意であったため、高得点維持群と考えられる。クラス2 (12名) は、Time1得点がクラス1よりやや低く有意な負の傾きを示したため、中高得点減少群と考えられる。クラス3 (188名) は、Time1得点がクラス2と同程度で傾きが非有意であったため、中高得点維持群と考えられる。クラス4 (226名) は、Time1得点がクラス3より得点が低く、傾きが非有意であったため、中低得点維持群と考えられる。クラス5 (10名) は、Time1得点がクラス4より低く有意な正の傾きを示したため、低得点増加群と考えられる。最後に、クラス6 (215名) は、Time1得点がクラス5と同程度に低く、傾きが非有意であったため、低得点維持群と考えられる。

潜在成長曲線の切片と傾きに対する性別および学年の効果は、性別、学年とも、切片および傾きいずれも、効果は有意でなかった ( $ps>.05$ )。

### SAS-A 合計得点の1年間の変化パターン

最後に、SAS-A 合計得点を用いたLCGAにおける対数尤度、BIC、entropy 値、BLRT 結果をまとめたものを、Table7に示す。

クラス数7以上では、所属する人数が1%を下回るクラスが複数確認されたことから、クラス数6を採用した。6クラスでの各潜在クラスへの所属確率は80.9%—95.01%であり、他の指標からも、

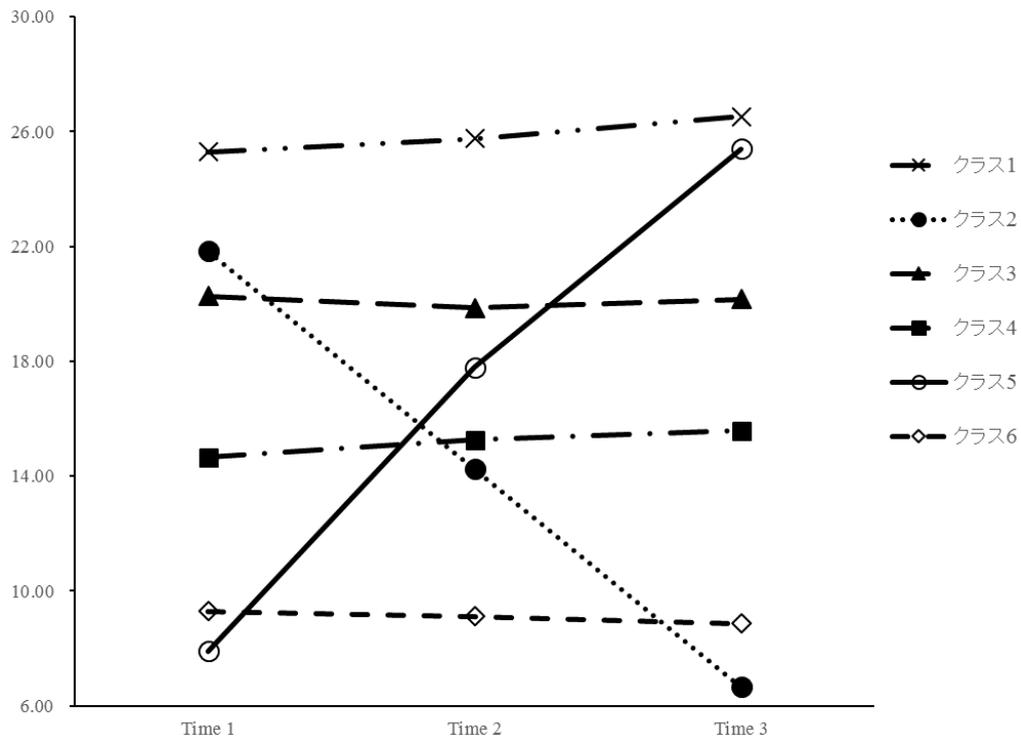


Figure3 新奇回避の各潜在クラスの継時的変化

Table7 SAS-Aの潜在クラス数探索と各指標値

	対数尤度	BIC	entropy	BLRT	p値
1クラス	-8811.71	17682.52	—	—	—
2クラス	-8427.69	16947.32	.799	768.040	.000
3クラス	-8244.77	16614.33	.844	365.836	.000
4クラス	-8190.94	16539.51	.830	107.655	.000
5クラス	-8159.75	16509.96	.794	62.390	.000
6クラス	-8137.57	16498.45	.820	44.358	.000
7クラス	-8111.90	16479.96	.841	51.329	.000
8クラス	-8099.94	16488.87	.838	23.934	.000

Table8 SAS-A6クラスの特徴

	非標準化推定値	p値
クラス1 極高得点維持 (n=17)		
切片	73.99	.000
傾き	0.57	.806
クラス2 高得点微増 (n=78)		
切片	53.59	.000
傾き	3.53	.017
クラス3 高得点減少 (n=7)		
切片	56.74	.000
傾き	-18.96	.000
クラス4 中得点微増 (n=200)		
切片	42.47	.000
傾き	1.90	.023
クラス5 低得点微増 (n=202)		
切片	30.58	.000
傾き	2.80	.002
クラス6 極低得点維持 (n=208)		
切片	22.10	.000
傾き	0.00	.998
性別の効果		
切片	4.01	.001
傾き	-0.56	.214
学年の効果		
切片	1.45	.117
傾き	-0.58	.040

分類は良好であると判断した。各潜在クラスと学年および性別の切片、傾きの非標準化推定値をまとめたものを Table8 に、クラスごとの3時点の平均得点をグラフ化したものを Figure4 に示す。

各潜在クラスの特徴を検討するため、まず Time1 の得点差を、分散分析で検討した。その結果、潜在クラスの主効果は有意であった ( $F(5,706) = 293.54, p < .05, \eta_p^2 = .68$ )。Shaffer 法による多重比較結果および群間差の効果量  $d$  (.24—4.87)、そして各潜在クラスの切片と傾きの特徴を踏まえて、各クラスの名称を決定した。

クラス1 (17名) は、Time1 得点が非常に高く傾きが非有意であったため、極高得点維持群と考

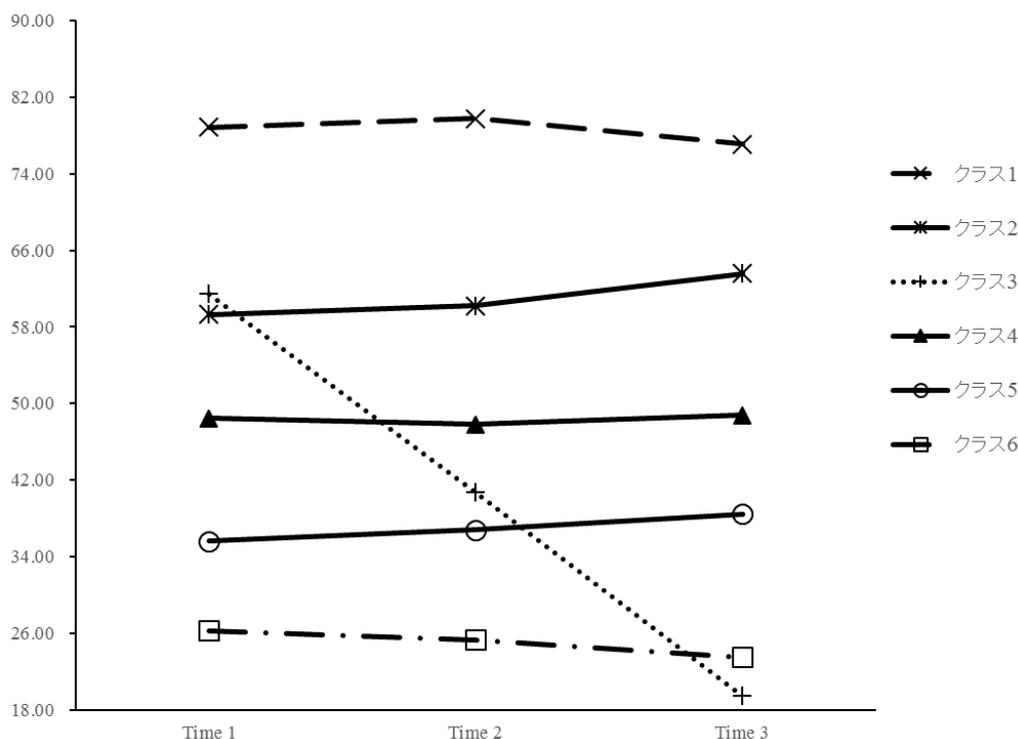


Figure4 SAS-A合計得点の各潜在クラスの継時的変化

えられる。クラス 2 (78 名) は, Time1 得点がクラス 1 より低く, 若干の有意な得点増加を示したことから, 高得点微増群と考えられる。クラス 3 (7 名) は, Time1 得点がクラス 2 と同程度で, 有意な負の傾きを示したため, 高得点減少群と考えられる。クラス 4 (200 名) は, Time1 得点がクラス 3 より低く, 若干の有意な得点増加を示したことから, 中得点微増群と考えられる。クラス 5 (202 名) は, Time1 得点がクラス 4 より低く, 若干の有意な得点増加を示したことから, 低得点微増群と考えられる。最後にクラス 6(208 名) は, Time1 得点がクラス 5 より低く, 傾きが非有意であったため, 極低得点維持群と考えられる。

潜在成長曲線の切片と傾きに対する性別および学年の効果について, まず性別は, 切片に対して有意な正の効果および傾きに対して有意でなかった ( $p>.05$ )。学年は, 傾きに対して負の効果および切片に対して有意でなかった ( $p>.05$ )。

#### 各潜在クラスにおける人数の特徴

最後に, 各下位尺度得点および合計得点ごとの,

各潜在クラス内での学年および性別の人数の偏りを検討するため, 潜在クラスごとに  $\chi^2$  検定を行った (Table9)。その結果, いずれの潜在クラスにおいても, 人数の偏りは有意でなかった ( $ps>.05$ )。

## 考 察

### 評価恐怖の1年間の変化パターンについて

評価恐怖については, 6 つの潜在クラスが妥当と判断された。そのうち 4 つは, 期間中に有意な得点の推移を示さないか, 僅かな増加であった。これらに属する生徒は全体の 97%強であり, 評価恐怖は特性的な要素であることが考えられる。その中で, 高得点のまま推移していたクラス 1 は, 他人からの否定的評価に対する恐怖感が非常に強いまま, 学校生活を送っている一群であると考えられる。全体の約 5%と割合は少ないが, 時間経過による減少が期待できないと考えられる。特にこの評価恐怖は, 社交不安症の中核とされ (Rapee & Heimberg, 1997), 子どもの社交不安においても重要であるとされていることから (岡島ら,

Table9 各(下位)尺度の潜在クラスごとの性別×学年の人数  
および $\chi^2$ 検定結果

		男子			女子			$\chi^2$ 値	p値	Cramer's V
		1年	2年	3年	1年	2年	3年			
評価恐怖	クラス1	4	6	3	11	6	5	1.555	.460	.211
	クラス2	1	2	1	3	5	0	2.196	.333	.428
	クラス3	19	22	19	37	35	16	3.848	.146	.161
	クラス4	28	41	43	38	46	49	0.397	.820	.040
	クラス5	2	3	0	2	0	0	2.100	.147	.548
	クラス6	56	40	57	31	36	45	2.523	.283	.098
一般回避	クラス1	3	4	1	6	8	4	0.337	.845	.114
	クラス2	7	15	10	12	11	9	1.984	.371	.176
	クラス3	28	31	34	42	45	32	2.285	.319	.104
	クラス4	9	13	5	12	6	4	2.636	.268	.232
	クラス5	63	51	73	50	58	66	1.832	.400	.071
新奇回避	クラス1	4	7	14	9	13	14	1.798	.407	.172
	クラス2	0	6	4	0	1	1	0.069	.793	.076
	クラス3	22	34	32	38	34	28	3.783	.151	.142
	クラス4	26	28	31	38	50	53	0.363	.834	.040
	クラス5	1	3	2	2	1	1	1.319	.517	.363
	クラス6	57	36	40	35	29	18	2.397	.302	.106
SAS-A 合計得点	クラス1	2	4	1	5	3	2	1.272	.529	.274
	クラス2	9	16	11	18	14	10	2.736	.255	.187
	クラス3	0	3	3	0	1	0	0.875	.350	.354
	クラス4	27	30	32	38	49	24	5.217	.074	.162
	クラス5	23	28	42	32	30	47	0.559	.756	.053
	クラス6	49	33	34	29	31	32	2.516	.284	.110

2009), 認知的再体制化などを通して, 他者からの評価を過度に気にしなくなるような, 早期の心理的介入が必要であるかもしれない。

また, Time1 の得点は低かったものの, 1年間を通じて急激な増加を示し, Time3 で先述のクラス1と同程度となっていたのが, クラス5であった。その割合は1%と少ないものの, 学校不適応予防の観点から, 早期の発見・支援が求められる。

#### 一般回避の1年間の変化パターンについて

一般回避については, 5つの潜在クラスが妥当と判断された。そのうち4つは, 期間中に有意な得点の推移を示さなかった。この4つに属する生徒は93%強であり, 一般回避に関しても, 安定的な心理特性であるといえるかもしれない。

その中で, 高得点のまま推移していたのがクラス1であり, 全体の3%強の生徒が属していた。これらの生徒は, 見知った友人関係の中でも不安

感や行動的な回避傾向の強いことが予想される。

中学生については一般に, 最も重要な人間関係は友人関係であるとされ(遠矢, 1996), 親密な友人関係が適応や精神的健康を支える上で重要であり(岡田, 2008), 学校適応感に最も強い影響を与えていることも実証されている(古市, 2004)。また文部科学省の不登校調査(2016)において, 不登校の要因として「いじめを除く友人関係をめぐる問題」が, 家庭に係る状況に次いで高い割合を占めているが, こういった友人関係の問題の中には, ケンカ等のトラブル以外にも, 一般回避に代表される対人摩擦的なものがあることが想定される。したがって, 一般回避の傾向が強い生徒に対しては, 見知った友人または級友との社会的場面における不安感の低減や, 対人関係の維持・発展に係る社会的スキル向上を中心とした支援が有効であるかもしれない。

### 新奇回避の1年間の変化パターンについて

新奇回避については、潜在クラス数は6が妥当と判断された。そのうち4つは、期間中に有意な得点の推移が見られなかった。これらのクラスに属する生徒は約97%であり、新奇回避についても評価恐怖や一般回避と同様に、変化の少ない心理的特性である可能性が高い。

その中で、高得点のまま推移していたのがクラス1であり、全体の9%弱を占めていた。これらの生徒は、初対面の対人関係場面や、普段経験しない場面での不安感や行動的な回避傾向が強い。したがって、リラクゼーション技法の活用による不安感の低減であったり、新奇場面で抱く緊張感などのノーマライゼーションを中心とした働きかけが役に立つ可能性がある。

### SAS-A 合計得点の1年間の変化パターンについて

3下位尺度を合計した、SAS-A 全体としての変化パターンについては、6つの潜在クラスを想定するのが妥当と判断された。このうち、期間中に有意な得点の変化が示されなかったのは2つのクラスで、占める生徒の割合は31%強であった。ただし、クラス2（高得点微増）、クラス4（中得点微増）、およびクラス5（低得点微増）は、切片、すなわち1年間の変化量が小さいことから、SAS-A 全体として見た場合も、概ね安定的であるといえるかもしれない。

このうち、クラス1（極高得点維持）に属していたのは、全体の2%強であった。全般的な社交不安傾向の非常に強い生徒と考えられ、早い段階での心理的支援を行う必要があるだろう。また、クラス2（高得点微増）も、Time3の平均得点は63点を超えていた。岡島ら（2009）の研究では、SAD 傾向群における平均値が58.98であることを考慮すると、このクラスに所属する1割強の生徒に関しても、早期の対応が望ましい。

ただしSAS-Aの合計得点よりも、個々の下位尺度が表す側面からアセスメントを行う方が、有益であるかもしれない。先述の各下位尺度の潜在クラスに所属する生徒の内訳に関して、例えば3下位尺度すべてにおいてクラス1（高得点維持）に

属していた生徒は、わずか10名であった。また、評価恐怖でクラス5（低得点増加）に属した生徒7名のうち、新奇回避で低得点増加を示したクラス5に属していた生徒は、3名しかいなかった。このことから、回避的な傾向は強くないが評価恐怖のみ強く呈している生徒といったように、社交不安傾向の要素ごとに程度の異なる場合が少なくないと想定される。学校臨床の実践においては、こういった点にも留意して、細やかなアセスメントと支援が求められる。

### 変化パターンに対する学年と性別の効果、および各潜在クラスの人数の偏りについて

学年と性別の影響に関して、まず、新奇回避・一般回避のいずれにおいても、性別の有意な効果は確認できなかった。対人場面が新奇であるか、馴染みのある一般的であるかに関わらず、そういった状況を全般的に回避する傾向や、そのような対人場面をストレスフルと認識するかどうかについて、程度の強さや1年間の推移に男女の違いはさほど大きくない可能性がある。また、一般回避では学年から切片への効果のみ有意であり、新奇回避では、効果はいずれも非有意であった。したがって、学年の違いはこれら回避傾向の変化パターンに影響せず、一般回避のみ、学年が上がるとわずかに、1学期時点の得点が高くなる可能性がある。

一方、評価恐怖に関しては、女子が男子より得点が高かった。日本語版のSAS-Aを作成した岡島ら（2009）も、評価恐怖のみ、女子が男子より有意に得点が高かったことを報告しており、本研究もこの結果を支持するものであるといえる。中学生の友人関係に関して、類似性を言葉で確かめあうことを基本とした、内面的な互いの類似性の確認による一体感（凝集性）を特徴とする仲良しグループは「チャムグループ」（保坂，1996）と表現されることもあり、またこのチャムグループ的要素は、特に女子において顕著とされる（保坂・岡村，1986）。このことを踏まえると、中学生女子は、自身が所属するチャムグループの凝集性を維持したり、自身がグループから阻害されないよう、他

の友人から自分がどう見られているか、という点に強く意識付けられていることが考えられる。

あるいは、田中・下田(2013)の研究において、友人に対する自己開示も、女子が男子より多くなっている。女子は男子より自己開示を多く行う分、開示した内容、あるいは自分が自己開示したということ自体を、友人がどのように受け止め評価するか、気がかりに思うのかもしれない。

なお、同じく田中・下田(2013)によると、中学生の友人に対する態度のうち、「不安・懸念」は女子の方が高い。このことから、女子中学生の評価恐怖は、特に友人からのものに顕著である可能性が想定される。赤川・下田・石津(2016)によると、女子は男子と異なり、友人関係の満足度が学校適応感を高めることを明らかにしている。したがって、特に女子において、評価恐怖の緩和は、友人関係の満足度を介して学校適応感を高めることが期待される。

次に、評価恐怖に対する学年の効果に関しては、学年が上がると1学期時点の得点は若干高くなる一方、年間を通して僅かに低下する傾向にあった。

前者の点に関して、Westenberg, Drewes, Goedhart, Siebelink, & Treffers(2004)は、発達的变化として、「処罰への恐怖」は減少し、一方で「社会的な評価への恐怖」と「行為に対する評価への恐怖」は増加することを明らかにしている。このことから、中学生に関しては、学年が上がるとつれて、社会的な評価や自分の行為に対する評価への懸念・恐怖が強まっていくことが想定される。その理由としては、発達に伴う自我の成熟やメタ認知の向上に伴う可能性と、学年が上がるとつれて、上級学年として振る舞うことを求められること、あるいは高校進学が意識されるに伴い、内申点に関わる自己評価についての関心が高まることなどが考えられる。

後者の点に関連して、三浦(2013)は、中学生における友人との関わりや学業・授業、教師からの関わりにおけるポジティブイベントは、高学年ほど多く経験していることを明らかにしている。こういったポジティブイベントの経験の多さが、

高学年における評価恐怖の減少に寄与しているのかもしれない。

最後に、各(下位)尺度ごとの各潜在クラスの人数についてであるが、学年や性別による有意な偏りは示されなかった。これまでに述べたように、1学期時点での得点差や変化の程度に関しては、ある程度傾向としての男女差や学年差はあるものの、所属する可能性の高いクラスについては、学年差や性差は少ないのかもしれない。

#### まとめと今後の課題-

本研究のまとめとしては、中学生の社交不安は全体として、1年間の間では大きな変化を示す生徒は多くないこと、しかしながら、一部に社交不安傾向が急激に強まる生徒が少数ながら存在すること、1年を通して強い社交不安傾向を安定して示す生徒も一定数いること、男女差は特に評価恐怖において顕著であること、となる。

社交不安に関しては、「他人の目を通して自分を見る」(Hackmann, Suraway, & Clark, 1998)という側面がある。このこと自体は、自我の成熟やメタ認知の形成という意味でも、重要なことである。したがって、こういう傾向が強まりすぎ、機能不全を起こすことが問題である、といえる。社交不安は、社会的場面における恐怖・不安感を高め、それが回避や身体症状を強める、というモデルの妥当性が得られている(岡島ら, 2011)。このことから、社交不安傾向が、同級生との接触場面の回避を促進したり、身体症状の発現から欠席が増えるなどして、不登校のリスク要因の一つになりうると思われる。そのため臨床心理学の立場から、社交不安傾向が強いままの生徒に対して早期の介入を行うことや、社交不安傾向が強まる生徒を早期に発見し、予防または早期介入を図る必要があるといえるだろう。

また、こういった社交不安傾向と他の心理的要因との関連を検討したり、得点が上昇する生徒の特徴を明らかにするなどして、中学生の学校不適応の解消や予防に寄与する知見を蓄積していくことが求められる。

<付記>

ご協力くださいました学校関係者および生徒の皆さんに感謝申し上げます。

なお本研究は、日本学術振興会科学研究費助成事業（課題番号 26380875）の助成を受けた。

引用文献

相澤直樹 (2014). 子どもの社交不安に関する心理発達の研究について—研究ノート— 神戸大学大学院人間発達環境学研究科研究紀要, 7(2), 149-156.

赤川果奈・下田芳幸・石津憲一郎 (2016). 中学生の友人関係, 自尊感情及び学校適応感の相互影響性 富山大学人間発達科学部紀要, 10(2), 1-10.

American Psychiatric Association (2013). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (5<sup>th</sup> ed.). Arlington, VA: American Psychiatric Publishing.

(アメリカ精神医学会 高橋三郎・大野 裕 (監訳) (2014). DSM-5 精神疾患の診断・統計マニュアル 医学書院)

Beidel, D. C., & Turner, S. M. (1998). *Shy children, phobic adults: Nature and treatment of social anxiety disorder*. Washington, DC: American Psychological Association.

Bokhorst, C. L., & Westenberg, P. M. (2011). Social anxiety disorder: A normal fear gone away? In W. K. Silverman & P. L. Field. (Eds) *Anxiety Disorders in Children and Adolescents* (pp.98-102). Cambridge: Cambridge University Press.

古市裕一 (2004). 小・中学生の学校生活享受感情とその規定要因 岡山大学教育学部研究集録, No.126, 29-34.

Hackmann, A., Surawy, C., & Clark, D.M. (1998). Seeing yourself through others' eyes: A study of spontaneously occurring images in social phobia. *Behavioural and Cognitive Psychotherapy*, 26,

3-12.

保坂 亨 (1996). 子どもの仲間関係が育む親密さ—仲間関係における親密といじめ— 現代のエスプリ, No.353, 43-51.

保坂 亨・岡村達也 (1986). キャンパス・エンカウンター・グループの発達の・治療的意義の検討—ある事例を通して— 心理臨床学研究, 4, 15-26.

Jung, T., & Wickrama, K. A. S. (2008). An introduction to latent class growth analysis and growth mixture modeling. *Social and Personality Psychology Compass*, 2(1), 302-317.

貝谷久宣 (2010). 社交不安障害 新興医学出版社  
Last, C. G., Hersen, M., Kazdin, A. E., Orvaschel, H., & Perrin, S. (1991). Anxiety disorders in children and their families. *Archives of General Psychiatry*, 48, 928-934.

三浦正江 (2013). 中学生用学校デイリーアップリフツ尺度(DUS-J)の作成 健康心理学研究, 26, 38-47.

文部科学省 (2016). 平成 27 年度 「児童生徒の問題行動等生徒指導上の諸問題に関する調査」結果（速報値）について 文部科学省 Retrieved from [http://www.mext.go.jp/b\\_menu/houdou/28/10/1378692.htm](http://www.mext.go.jp/b_menu/houdou/28/10/1378692.htm) (2016 年 1 月 26 日)

Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (1998-2015). *Mplus user's guide. Seventh edition*. Los Angeles, CA: Muthén & Muthén

岡島 義・福原佑佳子・山田幸恵・坂野雄二 (2009). Social Anxiety Scale for Children-Revised (SASC-R) と Social Anxiety Scale for Adolescents (SAS-A) 日本語版の作成 児童青年精神医学とその近接領域, 50, 457-468.

岡島 義・金井嘉宏・福原佑佳子・岡島純子 (2011). 小・中学生における社会不安障害の認知行動モデルの構築とサブタイプの検討 カウンセリング研究, 44, 19-27.

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.

- 岡田 涼・谷 伊織・大西将史・中島俊思・辻井正次 (2012). Child Social Preference Scale 日本語版の作成 心理学研究, 83, 44-50.
- Rapee, R. M., & Heimberg, R. G. (1997). A cognitive-behavioral model of anxiety in social phobia. *Behaviour Research and Therapy*, 35, 741-756.
- 笹川智子・高橋 史・佐藤 寛・赤松亜紀・嶋田洋徳・野村 忍 (2009). 日本の児童生徒における社会不安の特徴—Social Phobia and Anxiety Inventory for Children (SPAI-C)を用いた検討— 心身医学, 49, 909-921.
- 竹林由武 (2014). 第 15 章 潜在混合分布モデル 小杉孝司・清水裕士 (編著) M-plus と R による構造方程式モデリング入門 (pp.228-244) 北大路書房
- 竹中晃二・冨永良喜 (2011). 日常生活・災害ストレスマネジメント教育—教師とカウンセラーのためのガイドブック— サンライフ企画
- 田中紗依・下田芳幸 (2013). 中学生における友人に対する感情に関する研究—自己開示および本来感との相互影響性の検討— 富山大学人間発達科学部紀要, 8(1), 35-45.
- 遠矢幸子 (1996). 友人関係の特性と展開 大坊郁夫・奥野秀宇 (編著) 親密な対人関係の科学 (pp.89-116) 誠信書房
- 臼倉 瞳・濱口佳和 (2015). 小学校高学年および中学生における対象別評価懸念と適応との関連 教育心理学研究, 63, 85-101.
- Wittchen, H. U., & Fehm, L. (2001). Epidemiology, patterns of comorbidity, and associated disabilities of social phobia. *Psychiatric Clinics of North America*, 24, 617-641.
- Westenberg, P. M., Drewes, M. J., Goedhart, A. W., Siebelink, B. M., & Treffers, P. D. A.. (2004). A developmental analysis of self-reported fears in late childhood through mid-adolescence: Social-evaluative fears on the rise? *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 45, 481-495.

<脚注>

- 1)アメリカ精神医学会が発行する DSM の訳語は版によって異なっており,以前は社会不安障害, 社交不安障害と表記されていた。本研究では先行研究の引用も含め, 原則として精神疾患としては「社交不安症」, それ以外は「社交不安」と表記した。
- 2)社交不安と関連の深い, 例えば対人恐怖などまで広げると, 日本の中学生に関する研究もやや増えるが, ここでは社交不安の研究に限定している。社交不安と類似概念の整理については, 相澤 (2014) のレビューが詳しい。
- 3)回答拒否者はほぼ全てのクラスで確認された。また項目の記入ミスについて, 学校や学級間, 項目間で偏りは見られなかった。そのため記入ミスは完全にランダムな要因で発生したもので, 削除しても分析結果に影響しないと判断した。
- 4)調査期間中, 問い合わせ等はなかった。
- 5)潜在クラス数の決定に使用した各種指標の目安は, 竹林 (2014) の解説に依っている。

(2017年2月10日 受理)

Appendix 本研究サンプルの記述統計

		男子					
		1年 (n=110)		2年 (n=114)		3年 (n=123)	
評価恐怖	Time1	15.28	(8.27)	16.60	(7.99)	15.89	(7.38)
	Time2	14.69	(7.18)	16.95	(7.72)	16.20	(6.44)
	Time3	15.57	(7.66)	17.80	(8.17)	15.06	(6.81)
一般回避	Time1	6.48	(3.24)	7.32	(3.60)	6.99	(3.12)
	Time2	6.31	(3.16)	7.12	(3.35)	7.28	(2.89)
	Time3	6.50	(3.16)	7.60	(3.62)	6.58	(2.91)
新奇回避	Time1	13.29	(6.37)	14.62	(6.31)	15.45	(6.40)
	Time2	12.65	(5.73)	15.19	(6.20)	16.08	(6.11)
	Time3	12.98	(5.82)	15.24	(6.50)	15.41	(6.57)
SAS-A 合計得点	Time1	35.05	(15.94)	38.54	(16.06)	38.33	(14.93)
	Time2	33.65	(14.65)	39.26	(15.40)	39.55	(13.18)
	Time3	35.05	(15.06)	40.63	(16.75)	37.05	(14.02)
		女子					
		1年 (n=122)		2年 (n=128)		3年 (n=115)	
評価恐怖	Time1	20.19	(8.40)	20.69	(7.87)	17.62	(6.79)
	Time2	19.79	(8.23)	19.42	(7.12)	17.74	(7.08)
	Time3	20.50	(8.12)	19.48	(7.35)	16.70	(6.62)
一般回避	Time1	7.41	(3.30)	7.69	(3.47)	6.91	(3.26)
	Time2	7.51	(3.45)	7.24	(3.31)	7.12	(3.31)
	Time3	7.78	(3.55)	7.63	(3.48)	7.18	(3.35)
新奇回避	Time1	15.36	(5.94)	16.88	(5.61)	16.85	(5.61)
	Time2	15.61	(6.17)	16.66	(5.51)	16.73	(5.86)
	Time3	16.46	(6.10)	16.74	(6.12)	17.05	(5.80)
SAS-A 合計得点	Time1	42.96	(16.19)	45.26	(14.60)	41.38	(13.09)
	Time2	42.90	(16.03)	43.33	(13.74)	41.59	(14.21)
	Time3	44.74	(15.98)	43.85	(14.74)	40.94	(13.76)
		全体 (N=712)					
評価恐怖	Time1	17.79	(8.05)				
	Time2	17.53	(7.50)				
	Time3	17.57	(7.71)				
一般回避	Time1	7.15	(3.34)				
	Time2	7.11	(3.26)				
	Time3	7.22	(3.38)				
新奇回避	Time1	15.45	(6.14)				
	Time2	15.54	(6.06)				
	Time3	15.69	(6.29)				
SAS-A 合計得点	Time1	40.39	(15.48)				
	Time2	40.18	(14.85)				
	Time3	40.48	(15.41)				

注) ( )は標準偏差