

中高生の解離体験の縦断変化

森 彩 乃*

Longitudinal changes in the dissociative experiences of middle and high school students

MORI Ayano

Abstract

This study examined changes in the dissociative experience scores of middle and high school students over one year. Totally, 540 7th- through 11th-grade students were surveyed three times. A latent growth analysis showed that the lower the grade level, the higher the dissociative experience scores were, and there was a tendency for their dissociative experience scores to gradually decrease over the course of the year. Additionally, the correlations between dissociative experience scores at each time point were high and relatively stable. Although 12.4%, 8.5%, and 7.8% of students scored at a clinically significant level at Time0, Time1, and Time2, respectively, only 2.6% of the students scored at a clinically significant level at all time points. This study provided valuable data that captures changes over a year. Furthermore, there are individual differences among the students, especially with students who consistently scored at clinically significant levels, indicating that they have had traumatic or highly stressful experiences and may require focused care. This study provides basic information to help improve the accuracy of assessments to ensure that students in need of care are not overlooked by their schools, and for the development of a system that understands and supports students.

Keywords : dissociative experiences, adolescent, latent growth analysis, longitudinal changes, community sample

問題と目的

解離 (dissociation) はフランスの心理学者Pierre Janet (1859-1947) が1889年に著書の中で提唱し始めた概念であると言われる (江口, 2012; 樋口監修・西村編著, 2006)。DSM-5精神疾患の診断・統計マニュアル (American Psychiatric Association, 2013) によると、現在、精神疾患としての解離は意識、記憶、同一性、情動、知覚、身体表象、運動制御、行動の正常な統合における破綻および/または不連続を特徴とする解離症群 (Dissociative Disorders) として定義されている (American Psychiatric Association, 2013)。解離症群の中で最も注目を集めてきたのが、解離性同一症である。これは異なるパーソナリティが存在し、記憶や感情、行動等が不連続となることを特徴とした解離症で、有病率は1.5% (12カ月有病率)、自殺企図率は70%を越え、原因の90%は虐待とされている (American Psychiatric Association, 2013)。典型的な解離は虐待などの圧倒的な経験に対する防衛と

キーワード：解離体験、思春期、潜在成長分析、縦断変化、コミュニティサンプル

*平成27年度生 人間発達科学専攻

して発達し、痛みからの逃避メカニズムとして強化されることで、成人以降も持続していくと考えられている (Zlotnick et al., 1995)。例えば乳児期の無秩序な愛着は解離症に対するリスク要因になり得る (Liotti, 1992)。ストレスフルな経験が精神病理学的解離のリスク要因となることは数多くの研究や臨床報告によって裏付けられている (American Psychiatric Association, 2013; Carlson, Yates, & Sroufe, 2009)。

一方で、精神病理学的解離の症状の多くは一般的な行動や経験が極端になったものであるため、正常発達と精神病理双方の理解を深める視点が必要とされる (Ogawa, Sroufe, Weinfield, Carlson, & Egeland, 1997)。特に子どもは解離を起こしやすく (Shirar, 1996)、研究によって多少の差はあるが、一般的な発達では10歳前後で正常な解離 (空想遊びや、ショックの大きい出来事への一時的な否認など) のピークを迎え、児童期・思春期以降減少していくと推測されている (足立他, 2005; Bernstein & Putnam, 1986; Carlson et al., 2009; Putnam, 1991; Putnam, Helmers, & Trickett, 1993; Ross, Joshi, & Currie, 1990; Van IJzendoorn & Schuengel, 1996)。解離が低下していくとされる思春期・青年期は、成人期に向かってアイデンティティが確立されていく時期でもある (榎本・安藤・堀毛, 2009)。こうした自己発達の規範のプロセスと解離のプロセスは表裏一体であり、十分に統合された自己を持たない子ども時代の在り方として、解離はある程度自然なことであるため、解離の意味と意義は発達によって変化する可能性があることを考慮しなければならない (Carlson et al., 2009)。しかし、発達過程の理解を目的とした研究は少なく (Carlson et al., 2009)、多くが横断研究に留まっている。また、思春期・青年期は、中学校や高校に通う時期と重なるが、日本の中高生を対象とした解離の実証研究は未だ少なく、解離の縦断変化に焦点を当てた研究は見つからなかった。

いくつかある日本の中高生のデータから、近年の解離の実態を推測することができる。Yoshizumi, Hamada, Kaida, Gotow, & Murase (2010) によれば、日本の11-18歳の青年期用解離体験尺度 (The Adolescent Dissociative Experiences Scale: A-DES) の得点は2.21点で、有意な性差はなく、11-12歳の群は13-14歳の群よりも得点が高く、15.2%がカットオフ (4点) 以上の臨床群に相当する。同じくA-DESを用いたSho et al. (2009) の研究では、横浜の中学生男子の平均点が1.5点、女子の平均点が1.6点、高校生男子の平均点が1.8点、女子の平均点が1.6点であった。いずれの研究においても性別にかかわらず解離を体験している中高生の存在が示唆されており、1割程の臨床相当群が存在するようであったが、縦断変化を確認するためのデータとしては不十分であった。

本研究では、潜在成長分析を用いて中高生の解離の縦断変化を掴むことを目的とした3回の調査を行い、1年間の中で中高生の解離が実際に減少していくことを確認する。解離の発達を捉えることは、統合的な自己の発達を掴むことでもあるため、生徒指導や教育相談における生徒理解に役立てることができる。また、規範的な解離の発達経路を確認することで逸脱している生徒を見つけ出すことができるようになる。規範的な解離の減少を示さない生徒への気づきは、心的外傷などストレス経験を疑うきっかけとなる。ケアが必要な生徒を見逃さないためにも、解離の縦断変化の把握は重要であろう。

方法

調査対象者と手続き

首都圏の私立中高一貫校1校に所属する生徒を対象として2016年2月 (T0)、2016年9-10月 (T1)、2017年2-3月 (T2) に調査を実施した際に、性別が明らかであった669名 (T0時点で中学1年生から高校2年生) のうち、解離の回答にどの時点でも欠損値がなかった540名を対象とした。学年と性別はそれぞれ調査開始時点の学年で記した場合、中学1年生101名 (男子49名、女子52名)、中学2年生114名 (男子62名、女子52名)、中学3年生131名 (男子60名、女子71名)、高校1年生88名 (男子48名、女子40名)、高校2年生106名 (男子51名、女子55名) であった。未成年が対象であるため、調査協力校を通して事前に保護者向けの依頼書を配布し、保護者が調査に同意しない場合は子どもに回答を拒否するよう伝えるか、学校に連絡することで子どもの回答を回避するよう依頼した。中高生本人に対しては、質問紙の表紙と教師からの口頭教示を通して、回答拒否の自由がある旨を伝達し、中高生自身の回答をもって同意とみなした。コホートを含めて分析を行う際はT0の中学1年生を1、中学2年生を2、中学3年生を3、高校1年生を4、高校2年生を5と置いた。時点ごとの平均年齢はそれぞれ

T0: 14.87歳 ($SD=1.43$)、T1: 15.48歳 ($SD=1.47$)、T2: 15.85歳 ($SD=1.45$) であった。

なお、本研究は調査者の所属する大学において倫理審査を受け、承認されたものである。

分析計画

学年差と性差についての分散分析、および重回帰分析、時点ごとの解離得点についての記述統計、コホートと時点ごとの解離得点についての分散分析、潜在成長分析、各時点の解離得点の相関分析、臨床相当群の割合の算出を行った。統計解析にはすべてIBM SPSS Statistics 25を使用した。

解離の測定尺度

The Adolescent Dissociative Experiences Scale (A-DES; Armstrong Putnam, Carlson, Libero, & Smith, 1997) の日本語版 (田辺, 2004) を用いた。A-DESには「自分ではした覚えがないテストや宿題を返される。」、「私の心の中に壁のようなものがあるように感じられる。」、「自分の体が自分のものではないみたいを感じる。」などといった項目が含まれている。回答方式は0-10 (全くない-いつも) までの11件法である。田辺 (2004) は日本の子どもに馴染みやすいとして0-100の11件法で日本語版を作成したが、本研究では田辺の許可を得た上で0-10の回答方式に戻して使用した。平均得点が高いほど解離体験の種類や頻度が多いことを示す。A-DESの全体の得点を捉えることの妥当性を確認するために主成分分析を行ったところ、4成分が抽出されたものの、第1成分の因子負荷量が.42の項目1と.49の項目2を除き、他は全て.50以上であり、因子寄与率は39.65であった。第二成分の因子寄与率が7.07と低いことから、A-DESはほぼ1成分としてまとまりがあることが確認された。全30項目のCronbachの α 係数はT0で.94、T1で.94、T2で.95であり、高い信頼性が確認された。得点が4点以上の場合カットオフ値を超え、病的解離が疑われる群とみなされる (Kisiel & Lyons, 2001; Yoshizumi et al., 2010)。本研究ではカットオフ値を超えた群を臨床相当群とする。

結果

まず、横断データをもとに性別や学年によって解離得点に差があるか検討するために、T0のデータを用いた分散分析を行った。結果は $F(4, 530) = 10.16$ ($p < .001$) となり、学年の主効果のみが有意であった (表1)。解離得点を従属変数とした重回帰分析の結果は表2に示した。各時点の解離の記述統計量は表3に示した。

表1 T0における解離得点の性別と学年についての分散分析 (N=540)

	学年						分散分析
	中1	中2	中3	高1	高2	合計	
男子	2.55	2.01	1.44	2.00	1.50	1.88	性別: <i>n.s.</i> 学年: $p < .001$
女子	2.80	2.19	1.68	1.99	1.74	2.05	
合計	2.68	2.09	1.57	2.00	1.62	1.97	交互作用: <i>n.s.</i>

* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

注) 中1 > 中2*, 中3***, 高1*, 高2***; 中2 > 中3*

表2 T0における解離得点を従属変数とした重回帰分析 (N=540)

	調整済み R^2	B	B SE	β	t	p
定数		2.543	.164		15.510	.000
性別		.169	.128	.056	1.328	.185
学年		-.222	.046	-.203	-4.813	.000
	.041***					

*** $p < .001$

表3 記述統計 (N=540)

	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>Min</i>	<i>Max</i>
解離得点 (T0)	1.97	1.51	0.00	9.17
解離得点 (T1)	1.56	1.43	0.00	8.20
解離得点 (T2)	1.42	1.48	0.00	8.93

各コホートにおける時点間の得点差についての一要因の分散分析(反復測定)の結果(表4)、T0時点で中学1年生の集団は $F(1.70, 169.83) = 23.18, p < .001$ 、中学2年生の集団は $F(2, 226) = 20.52, p < .001$ 、中学3年生の集団は $F(1.70, 221.22) = 11.23, p < .001$ 、高校1年生の集団は $F(2, 174) = 20.71, p < .001$ 、高校2年生の集団は $F(2, 210) = 4.25, p < .05$ となり、全ての集団において有意であった。

表4 各コホートにおける時点ごとの解離得点 (N=540)

T0時点の学年	<i>n</i>	T0		T1		T2		時点間の得点差
		<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	
中学1年生	101	2.68	1.60	2.14	1.58	1.79	1.72	***
中学2年生	114	2.09	1.56	1.57	1.32	1.53	1.39	***
中学3年生	131	1.57	1.34	1.30	1.44	1.16	1.30	***
高校1年生	88	2.00	1.51	1.51	1.28	1.34	1.37	***
高校2年生	106	1.62	1.33	1.37	1.40	1.34	1.59	*
合計	540	1.97	1.51	1.56	1.43	1.42	1.48	

* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

注) 中学1年生: T0 > T1**, T0 > T2***, T1 > T2**, 中学2年生: T0 > T1***, T0 > T2***, 中学3年生: T0 > T1*, T0 > T2***, 高校1年生: T0 > T1***, T0 > T2***, 高校2年生: T0 > T1*, T0 > T2*。

解離得点の変化を捉えるため、切片と傾きを潜在変数とした潜在成長モデルを用いた分析を行った。本研究では、調査期間の関係上、切片から各時点の解離得点へのパスを1に固定し、測定期間が調査開始から8カ月後と12カ月後であることを踏まえ、傾きからT0へのパスを0、T1へのパスを0.67、T2へのパスを1と制約を課した。

分析の結果、 $\chi^2(1) = 1.088, p = .297, CFI = 1.000, RMSEA = .013$ となり、十分な適合度が示された(図1)。切片の平均値は1.95 ($p < .001$)であり分散は1.55 ($p < .001$)であった。傾きの平均値は-.55 ($p < .001$)であり分散は.17 (*n.s.*)であった。切片と傾きの共分散は-.01 (*n.s.*)であった。この結果、解離得点は時間とともに低下する傾向にあること、および調査初回の値のばらつきが大きいことが明らかになった。調査初回の値とその後の変化量の間に関連は確認できなかった。各時点における予測値は、傾き×制約値+切片という式で算出される。本研究結果の場合、T0の予測値は $(-0.55 \times 0 + 1.95) = 1.95$ 、T1の予測値は $(-0.55 \times 0.67 + 1.95) = 1.58$ 、T2の予測値は $(-0.55 \times 1 + 1.95) = 1.40$ となる。また、因子得点ウェイトの結果が表5のように算出されていることから、傾きは $(T0 \text{ 実測値} \times -0.114) + (T1 \text{ 実測値} \times 0.034) + (T2 \text{ 実測値} \times 0.128)$ という式、切片は $(T0 \text{ 実測値} \times 0.281) + (T1 \text{ 実測値} \times 0.341) + (T2 \text{ 実測値} \times 0.247)$ という式でそれぞれ個人の近似値を算出することが可能である。

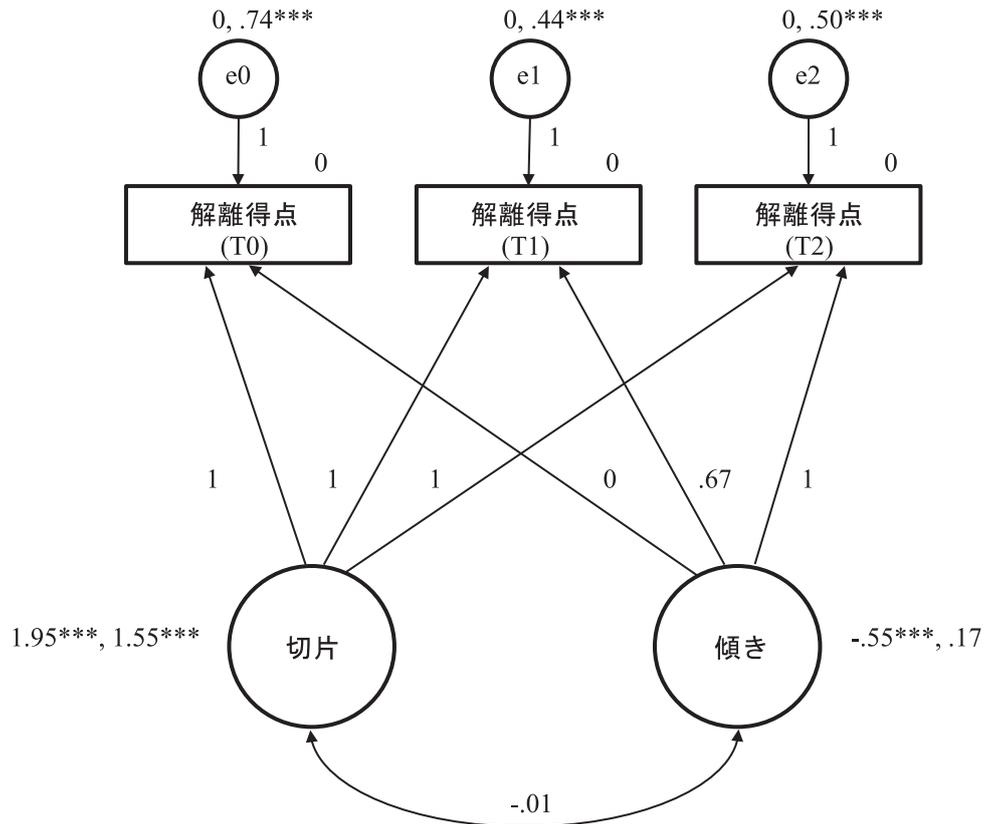


図1 解離得点の潜在成長モデル分析 (N=540)

* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

注) $\chi^2(1) = 1.088$, $p = .297$, CFI = 1.000, RMSEA = .013。左に平均値、右に分散を表示。

表5 解離得点の潜在成長モデル分析の因子得点ウェイト

	解離得点 (T0)	解離得点 (T1)	解離得点 (T2)
SLOPE	-0.114	0.034	0.128
ICEPT	0.281	0.341	0.247

次に、解離得点の変化に対するコホートの影響を捉えるため、切片と傾きを潜在変数とし、予測変数にコホートを置いた潜在成長モデルを仮定した分析を行った。調査期間の関係上、切片から各時点の解離得点へのパスを1に固定し、測定期間が時点T0から8カ月後と12カ月後であることを踏まえ、傾きからT0へのパスを0、T1へのパスを0.67、T2へのパスを1と制約を課して分析を行った。

分析の結果、 $\chi^2(2) = 1.243$, $p = .537$, CFI = 1.000, RMSEA = .000となり、十分な適合度が示された(図2)。切片の平均値は2.62 ($p < .001$)、傾きの平均値は-.89 ($p < .001$)であり、切片と傾きの誤差間の共分散は.05 (*n.s.*)であった。T0のコホートの平均値は2.97 ($p < .001$)、分散は1.91 ($p < .001$)であった。コホートから切片へのパスの推定値は-.23 ($p < .001$)、コホートから傾きへのパスの推定値は.11 ($p < .01$)であった。この結果は学年が低いほど調査初回の値が大きく、その後の低下量も大きいことを意味している。各時点における予測値は傾き×制約値+切片であるが、本分析では予測変数を含んでいるため、各時点における予測値は(予測変数の平均×予測変数から傾きへの係数+傾きの平均)×パラメータの制約値+(予測変数の平均×予測変数から切片への係数+切片の平均)という式で算出される。本分析結果の場合、T0の予測値は(2.97×0.11+-.89)×0+(2.97×-.23+2.62) = 1.94、T1での予測値は(2.97×0.11+-.89)×0.67+(2.97×-.23+2.62) = 1.79、T2での予測値は

$(2.97 \times 0.11 + -0.89) \times 1 + (2.97 \times -0.23 + 2.62) = 1.61$ となる。また、因子得点ウェイトの結果が表6のように算出されていることから、 $(\text{コホート} \times 0.114) + (\text{T0 実測値} \times -0.076) + (\text{T1 実測値} \times 0.039) + (\text{T2 実測値} \times 0.107) = \text{傾き}$ 、 $(\text{コホート} \times -0.089) + (\text{T0 実測値} \times 0.250) + (\text{T1 実測値} \times 0.341) + (\text{T2 実測値} \times 0.261) = \text{切片}$ と考えると個人の近似値を算出することが可能である。

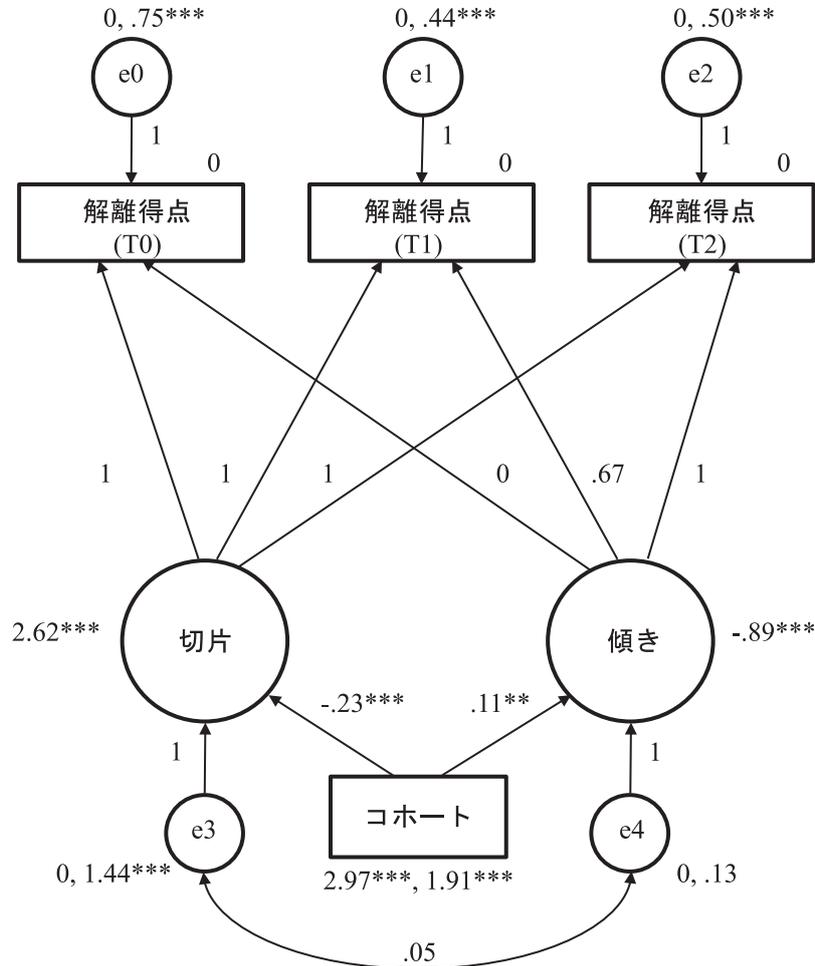


図2 コホートを予測変数とした解離得点の潜在成長モデル分析 (N=540)

* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

$\chi^2(2) = 1.243$, $p = .537$, CFI=1.000, RMSEA=.000。左に平均値、右に分散を表示。

表6 コホートを予測変数とした解離得点の潜在成長モデル分析の因子得点ウェイト

	コホート	解離得点 (T0)	解離得点 (T1)	解離得点 (T2)
SLOPE	0.114	-0.076	0.039	0.107
ICEPT	-0.089	0.250	0.341	0.261

各変数の相関係数を算出した結果、コホートと解離得点の間には有意な負の相関がみられた。また、解離得点は時点間で強い相関が認められた(表7)。

表7 各変数の相関係数 (N=540)

	1	2	3	4
1. 性別				
2. コホート	.01			
3. 解離得点 (T0)	.05	-.20***		
4. 解離得点 (T1)	.00	-.15***	.71***	
5. 解離得点 (T2)	.05	-.10*	.68***	.77***

最後に臨床相当群の人数と割合を求め、表8に結果を示した。

表8 臨床相当群データ (N=540)

	人数	割合
T0	67	12.4%
T1	46	8.5%
T2	42	7.8%
T0 & T1	27	5.0%
T1 & T2	20	3.7%
T0 & T2	19	3.5%
T0 & T1 & T2	14	2.6%

考察

本研究は、思春期以降に減少すると示唆されてきた解離の縦断変化を、1年間（3回）の調査によって捉えることを目的として行われた。本研究における解離得点は1.30–2.80となっており、先行研究に近い値が確認された（Sho et al., 2009; Yoshizumi et al., 2010）。解離得点の性差についても有意差は確認されず、先行研究（Yoshizumi et al., 2010）を支持する結果となった。解離の説明変数としても性差は有意でなく、学年のみで有意な関連が見られた。時点ごとの記述統計からは時間の経過とともに解離得点が低下していく傾向を読み取ることができた。各コホートにおける時点ごとの解離得点を分析した際も同様で、調査時期が早いほど高い得点を示していた。個人がどのような解離得点の変化を示すのかについて、潜在成長モデルに基づいて分析を行った結果、傾きの平均値が負の値をとっていたことから、中高生の解離得点は、発達に伴い低下する傾向にあることが証明された。本研究におけるT0は年度末にあたることから、進級による新しい環境へのストレスが慣れによって低下していくという文脈では解離得点の低下を説明できない。思春期・青年期の課題である自己意識の発達（榎本他, 2009）と連動した発達的な変化として解釈することが妥当と考えられる。学年が高くなるほど初期値が小さくなるのは、発達に伴い解離得点が低下していったことによるものと解釈でき、児童期以降、解離得点が低下していくことを示唆する多くの先行研究と一致する結果であった（足立他, 2005; Bernstein & Putnam, 1986; Carlson et al., 2009; Putnam, 1991; Putnam et al., 1993; Ross et al., 1990; Van IJzendoorn & Schuengel, 1996）。また、切片のばらつきから、解離得点の高さには個人差があることがうかがえる。学年が低いほど初期値が大きく、低下量も大きいという結果は、初期値が低い場合は低下可能な範囲も小さく、下がりようがないためであると解釈できる。一方、切片と傾きの共分散が有意でないことから、高い解離得点を示した生徒であっても、その後大きく低下するとは限らないと考えられる。相関の結果も併せると、解離得点が低下したとしても、基本的には同年齢集団の中で相対的に高い解離得点を示し続けるものと推測される。また、少数ながら解離得点が高まる生徒も確認された。集団全体がたどる低下傾向と異なる軌跡をたどる生徒は、周囲との差異が拡大することで、

不適応感を感じやすくなるのが懸念される。そうした不適応感の増大が、不安や抑うつ感を高め、相談室への相談や医療機関の受診の後押しとなっているのではないだろうか。離人感・現実感消失症の平均発症年齢が16歳であることも (American Psychiatric Association, 2013)、周囲との解離の発達の差が顕著になると想像される時期であることを踏まえると、理解しやすい。

時点ごとの臨床相当群の割合は、12.4% (T0)、8.5% (T1)、7.8% (T2) となっていた。Yoshizumi et al. (2010) の報告では15.2%が臨床相当群であったことから、一時点における調査では、おおよそ10人に1人の生徒が病的解離を疑うレベルの値を示すと考えられる。一方、3時点すべてで臨床相当群に属する生徒は2.6%とごくわずかであることが確認された。日常生活の中で解離が高まることもあるとしても、多くの場合は一時的であり、臨床相当群に属し続ける生徒は少ないようである。解離症そのものの疾患リスクを抱えているのは、臨床相当群に属したまま時間が経過してしまう一部の生徒に限られていると考えられるが、こうした生徒を見落とすことなくケアできているかが重要である。

1年という期間の中でさえ解離の低下が確認できる一方で、相対的な解離得点の高さはあまり変わらない可能性があり、少数ながら高い解離得点を示し続ける生徒がいるという点は重要である。例えば、前年度 (T0) に高い解離が認められた生徒の情報が次の学年の担当者に共有されることで、長期休暇明け (T1) の自殺リスクの高い生徒を年度の初めから把握し、手厚く支援することが可能になるのではないだろうか。加えて、一度でも高い解離得点が報告された生徒には、長期間継続した見守りが必要となる可能性があると考えられる。さらに、中高生の解離の発達を捉えることは、統合的な自己の発達を掴むことでもあるため、生徒指導や進路指導や教育相談における生徒理解に役立つと推測される。また、規範的な解離の発達経路からの逸脱は、生徒の背後に心的外傷などのストレス経験を疑うきっかけにもなるだろう。解離には離人感や現実感の消失といった他者には評価が難しい主観的体験も含まれていることから (Ogawa et al., 1997)、解離に着目した聞き取りや、尺度等を用いた解離の自己評価情報を得ることは、教員やカウンセラーが行うアセスメントを補強すると考えられる。ケアが必要な生徒を見逃さないためにも、解離体験や解離の発達の变化に目を向けることは重要である。

今後は、調査対象となる学校数を増やし、対象地域を広げ、対象者の幅を広げることが課題となる。また、トラウマ経験や気質など、解離を予測する要因 (American Psychiatric Association, 2013) についての情報を得たうえで、解離の発達パターンを明らかにすることが望ましい。さらに1年を超える長期的で定期的なデータ収集を試み、発達の变化を一層丁寧に追っていくことを目指す。

最後に、本結果は、多くの研究によって示唆されてきた解離の正常発達の道筋を裏付けるものであると同時に、解離に個人差があることを示していた。中高生の解離を理解し適切に支援する上で、重要な基礎情報といえるであろう。

【引用文献】

- 足立卓也・足立直人・赤沼のぞみ・武川吉和・池田弘司・足立靖…新井平伊 (2005). 一般成人・青年における解離性体験—日本語版解離性体験尺度 (J-DES) による定量評価—. *精神科治療学*, 20, 625-628.
- American Psychiatric Association. (2013). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders*, (5th ed.). Arlington, VA: American Psychiatric Association.
- Armstrong, J. G., Putnam, F. W., Carlson, E. B., Libero, D. Z., & Smith, S. R. (1997). Development and validation of a measure of adolescent dissociation: The Adolescent Dissociative Experiences Scale. *The Journal of Nervous and Mental Disease*, 185, 491-497.
- Bernstein, E. M., & Putnam, F. W. (1986). Development, reliability, and validity of a dissociation scale. *The Journal of Nervous and Mental Disease*, 174, 727-735.
- Carlson, E. A., Yates, T. M., & Sroufe, L. A. (2009). Dissociation and the development of the self. Dell, P. F., & O'Neil, J. A. (Eds) *Dissociation and Dissociative Disorders: DSM-V and beyond*. New York: Routledge.
- 江口重幸 (2012). 文化の中にみる解離現象. *精神科治療学*, 27, 459-465.
- 榎本博明・安藤寿康・堀毛一也 (2009). パーソナリティ心理学—人間科学、自然科学社会科学のクロスロード—. 有斐閣
- 樋口輝彦監修・西村良編著 (2006). 新現代精神医学文庫 解離性障害. 新興医学出版社
- Kisiel, C. L., & Lyons, J. S. (2001). Dissociation as a Mediator of Psychopathology Among Sexually Abused Children and Adolescents. *American Journal of Psychiatry*, 158, 1034-1039.

- Liotti, G. (1992). Disorganized/disoriented attachment in the etiology of the dissociative disorders. *Dissociation*, 5, 196-204.
- Ogawa, J. R., Sroufe, L. A., Weinfield, N. S., Carlson, E. A., & Egeland, B. (1997). Development and the fragmented self: Longitudinal study of dissociative symptomatology in a nonclinical sample. *Development and Psychopathology*, 9, 855-879.
- Putnam, F. W. (1991). Dissociative disorders in children and adolescents: A developmental perspective. *Psychiatric Clinics*, 14, 519-531.
- Putnam, F. W., Helmers, K., & Trickett, P. K. (1993). Development, reliability, and validity of a child dissociation scale. *Child Abuse & Neglect*, 17, 731-741.
- Ross, C. A., Joshi, S., & Currie, R. (1990). Dissociative experiences in the general population. *American Journal of Psychiatry*, 147, 1547-1552.
- Shirar, L. (1996). *Dissociative Children: Bridging the Inner & Outer Worlds*. New York: W.W. Norton & Co Inc.
- Sho, N., Oiji, A., Konno, C., Toyohara, K., Minami, T., Arai, T., & Seike, Y. (2009). Relationship of intentional self-harm using sharp objects with depressive and dissociative tendencies in pre-adolescence – adolescence. *Psychiatry and Clinical Neurosciences*, 63, 410-416.
- 田辺肇 (2004). DES一尺度による病理解離性の把握一. *臨床精神医学*, 33, 293-307.
- Van IJzendoorn, M. H., & Schuengel, C. (1996). The measurement of dissociation in normal and clinical populations: Meta-analytic validation of the Dissociative Experiences Scale (DES). *Clinical Psychology Review*, 16, 365-382.
- Yoshizumi, T., Hamada, S., Kaida, A., Gotow, K., & Murase, S. (2010). Psychometric properties of the Adolescent Dissociative Experiences Scale (A-DES) in Japanese adolescents from a community sample. *Journal of Trauma & Dissociation*, 11, 322-336.
- Zlotnick, C., Shea, M. T., Zakriski, A., Costello, E., Begin, A., Pearlstein, T., & Simpson, E. (1995). Stressors and close relationships during childhood and dissociative experiences in survivors of sexual abuse among inpatient psychiatric women. *Comprehensive Psychiatry*, 36, 207-212.

