

解離性体験尺度の因子構造の検討

——解離の下位機能をめぐって——

池田龍也・岡本祐子・高野恵代・森田修平

The factorial structure of the dissociative experiences Scale: On sub-functions of dissociation.

Ikeda Tatsuya, Okamoto Yuko, Takano Yasuyo, & Morita Shuhei

This article focuses on the factorial structure of the dissociative experience scale to elucidate the sub-functions of dissociation. An initial investigation was undertaken with 269 undergraduate students (130 male, 139 female) to illustrate the factorial structure of the dissociative experience scale. Our exploratory factor analysis data indicate that the dissociative experience scale has a two-factorial structure. A subsequent investigation with 232 undergraduate students (48 male, 184 female) confirmed this structure. The analysis data from the second investigation indicate that the factorial structure provides cross-validation. The two investigations suggest that dissociation has two sub-functions, “detachment” and “compartmentalization.” Furthermore, these two sub-functions may have different functions and/or purposes. Accordingly, more research is necessary to clarify which sub-functions are efficacious in what kind of experiences.

キーワード : dissociation, dissociative experiences scale, factor analysis, sub-function, factorial structure

問題

解離とは、「通常は他の心的過程と結びついているはずの、思考・感情・知覚・行動・記憶などの心的過程やその一部が切り離されて、意識や想起あるいは意志の統制の及ばないものとなり、一時的にあるいは継続的に人格の統制が失われること」(田辺, 1994)であり、一般群と臨床群の双方に認められる。解離性障害の症例は Janet, P.の『心理学的自動症』(Janet, 1889 松本訳 2013)であるが、Ellenberger, H. F.の『無意識の発見』(Ellenberger, 1970 木村・中井訳 1979)によれば、シャーマンのトランス状態も解離に類すると考えられ、解離が古くからみられる現象であったことが窺われる。

解離は幅広い概念であり、その背景には下位機能が存在することが推測される。例えば Ludwig (1983) は、病理との繋がりのない正常解離が、ヒトの生まれながらに持つ生物的機能であるとして、「没頭」、「カタルシス」、「自動化」、「労力の経済的効果的利用」など7つの下位機能に分類した。一方、病的解離についても、様々な分類がある。例えば解離性障害の下位分類には、DSM-IV-TRの

時点で解離性同一性障害・解離性健忘・解離性遁走・離人症性障害・特定不能の解離性障害が下位分類として記載されている (American Psychiatric Association, 2000 高橋・大野・染矢 訳 2002)。現在の DSM-5 では解離性遁走が疾病単位から外れてはいるが (American Psychiatric Association, 2013), 病的な解離を観察しても, その様態が大きくことなるようである。

他にも Cardina (1994) は解離を (1) 心的な基本単位 module やネットワークへの非意識性・不統合としての解離, (2) 自己や環境からの遊離あるいは不連絡として体験される変性意識としての解離, (3) 防衛としての解離の 3 つに分類している。ここで, 第 1, 第 2 分類は状態像であるのに対し, 第 3 分類の「防衛としての解離」は刺激への反応であり, この両者は性質が異なると思われる。基本的に解離は第 1 分類か第 2 分類のどちらかであり, その表出の仕方によって, 第 3 分類の性質を帯びる, という経路が想定できる。同様に Brown (2002) は解離を I 型解離と II 型解離に分けた。彼によると, I 型解離には転換・遁走・健忘・多重人格が, II 型解離には非現実感・離人感・周トラウマ期性解離・体外離脱が属す。以上のように, ひとことで解離と呼称されている現象であっても, さまざまな機能や側面を持っている。

Holmes, Brown, Mansell, Fearon, Hunter, Frasquihio, & Oakley (2005) は Cardina (1994) や Brown (2002) の解離の分類を踏まえ, 解離を離隔 detachment と区画化 compartmentalization の 2 側面から捉える視点を提案している。Holmes et al. (2005) によると, 離隔とは身体・感覚・外界といったものから切り離されている感覚に特徴付けられ, 体外離脱や離人感などがこれに含まれる。一方で区画化とは, 手続き記憶やエピソード記憶のような, 個人内にある情報の制御の困難さに特徴付けられ, 健忘や転換がこれに含まれる。Holmes et al. (2005) も述べているように, 彼らの離隔と区画化は Brown (2002) の II 型解離・I 型解離にそれぞれ対応する。すなわち, 解離には離人のように感覚や外界といったものから切り離されている感覚を中心とする下位機能と (離隔, II 型解離), 健忘のように個人内の情報を扱う上での制御困難性を中心とする下位機能の (区画化, I 型解離), 少なくとも 2 つに分けて考えることができるようである。そして, そのそれぞれが Cardina (1994) の述べる「防衛としての解離」に用いられると考えられる。

ところで, 長い歴史を持つ解離研究であるが, 本格的に定量的に検討されるようになったのは, 1986 年に解離性体験尺度 (Dissociative Experiences Scale; 以降, DES と略記) が開発されて以降のことである (Bernstein, & Putnam, 1986)。Putnam とその共同研究者は臨床経験から解離性体験を 28 場面作成し, これをヴィジュアル・アナログ・スケール (Visual Analog Scale; 以降, VAS と略記) で回答させることで解離性体験の頻度を測定した (Bernstein, & Putnam, 1986)。VAS では 100mm の直線上に記入された斜線を, 定規を用いて測定していたが, 後に VAS を 11 件法のリッカート法に置き換えた解離性体験尺度 II が開発され (Carlson, & Putnam, 1993), 採点が容易になった。日本では田辺・小川 (1992) が VAS の DES を, 田辺 (1994) が DES-II をそれぞれ翻訳している。

DES は最もよく用いられる解離の尺度であるが, 因子構造については明らかにされていない。DES の使用にあたって, 多くの場合は 1 因子を想定し, 尺度得点を以って解離あるいは解離傾向の変数として用いられる。しかし上述のように, 解離は少なくとも 2 つの異なる下位機能を持つと考えられる。異なる下位機能を持つということは, 下位機能ごとに関連する変数も異なる可能性があり,

DES の因子構造を明らかにすることで、解離を構成する下位機能を明らかにし、より詳細な検討が可能となることが期待される。ほかにも、実際の臨床場面において、ただ解離が生じているというだけでなく、解離の中でもどのようなタイプの解離が生じているのかを詳細に記述することが可能となる。臨床群を対象とした本間・菱谷 (2012) では「自動化」、「没入」、「離人と非現実感」をグループ因子として持つ双因子構造が示唆された。ただし本間・菱谷 (2012) は確認的因子分析を用いて因子構造を求めており、探索的因子分析によって同様の構造が得られるのかは不明である。

DES ではないが、梶田 (2011) も日常的解離尺度の改訂版を作成する際に実施した因子分析によって、「没入・没頭」、「健忘による情動対処」、「非現実感」、「うわの空」、「疎隔感」の 5 因子を抽出した。さらに福島 (2014) は新たに日常解離体験尺度を作成し、「自己・対象の存在に対する認識の欠如」、「心的機能不全」、「対象との連結に対する認識の欠如」の 3 因子を抽出した。なお、福島 (2014) の「心的機能不全」の項目内容は、注意の散漫さを反映したものが多いため、梶田 (2011) の述べる「うわの空」に相当するものと思われる。いずれにせよ、以上を踏まえると DES に限らず、解離という現象あるいは体験は、幾つかの要素に分けることが可能と考えられる。

目 的

解離性体験尺度は、解離を測定する尺度の中で、最も用いられているものの 1 つである。しかしその因子構造は不明な点が多く、未だどのような因子構造であるのか、共通の見解は得られていない。因子構造を明らかにすることで、解離を構成する下位機能を明らかにし、より詳細な検討が可能となることや、実際の臨床場面において解離の中でもどのようなタイプの解離が生じているのかを明らかにできるだろう。本研究はそのような解離の詳細な検討の足がかりとして、因子構造を確認するために因子分析を実施し、因子構造を求める (調査 1)。次に、調査 1 で得られた因子構造に、他集団のデータを当てはめ、その因子構造の交差妥当性を検討する (調査 2)。

調査 1 解離性体験尺度の因子構造

方 法

調査協力者 国立 A 大学の学部生・大学院生 270 名 (男性 131 名、女性 139 名)。平均年齢 20.7 ± 2.93 歳。

有効回答者の抽出 後述の尺度 (1) に欠損値のある者を、有効回答者から除外した。

有効回答者 公立 A 大学の大学生・大学院生 269 名 (男性 130 名、女性 139 名)。平均年齢 20.7 ± 2.94 歳。有効回答率 99.63%。

調査内容 (1) 日本語版解離性体験尺度 II (田辺, 1994) (以下、DES-II) 解離性体験の頻度を訊ねる尺度であり、全 28 項目から構成される。原版 DES-II (Carlson & Putnum, 1993) を田辺 (1994) が和訳・標準化した。DES-II は 11 件法であるが、本研究では Ray, June, Turaj, & Lundy (1992) を参考に 5 件法 (1.全くない～5.いつもある) で実施した。略称についても Ray et al. (1992) に従って RDES (Research Dissociative Experiences Scale) に変更した。(2) フェイス項目 性別および年齢について尋

ねた。

調査手順・倫理的配慮 無記名自記式の質問調査を集団法にて実施した。調査協力者へは査趣旨を説明したのちに、本調査は強制ではないこと、調査協力の有無による損害は発生しないこと、回答開始後であっても調査協力を撤回できること、これらの条件を了承できる者のみ回答を開始することを教示した。本調査は広島大学大学院教育学研究科の承認を得て実施された。

分析機材 統計解析にはフリー統計ソフト R (ver.3.02) を用いた。なお、探索的因子分析と平行分析にはパッケージ「psych」、確認的因子分析にはパッケージ「lavaan」を使用した。

結果と考察

記述統計量と信頼性係数 RDES の項目および尺度全体の特徴を捉えるため、記述統計量が算出された。加えて、各項目と尺度全体の関連性を概観するため、I-T 相関が算出された。得られた相関係数と記述統計量をまとめて、Table1-1 に示した。また、尺度の信頼性を確認するため、 α 係数を算出したところ、 $\alpha = .92$ という高い信頼性が認められた。I-T 相関は .33 ~ .62 と幅が広がった。item21 (「一人でいるとき、大きな声でひとりごとを言っていることがある」) が $r = .33$ であったが、当該項目を除外しても α 係数に変化はないため、item21 も含めて以下の分析を実施した。また、全 28 項目中 18 項目に床効果が認められた。しかし、解離性体験尺度は主に臨床群の解離の頻度を測定するために開発されたものであり、一般群の解離性体験の頻度を測定した場合に床効果が認められることは了解可能である。そのため、通常の尺度作成の手続きでは床効果および天井効果の認められた項目は除外するが、床効果は被調査集団の特性と考えられるため、全て除外せずに以降の分析を実施することとした。

因子数の決定 因子数の決定には様々な基準があるが、1 つの基準に従うだけでなく、複数の指標を参考にする必要がある。そこで本研究では、従来のガットマン基準に加え、堀 (2005) の推奨する最小平均偏相関 (Minimum Average Partial; 以下、MAP と略記)、ベイズ情報量規準 (Bayesian Information Criterion; 以下、BIC と略記)、および平行分析を参考に因子数を決定する。

ガットマン基準では固有値が 1 以上になる因子数を採用する。本調査から得られたデータでは、6 因子で固有値 1.05、7 因子で固有値 0.96 を示した。そのため、ガットマン基準から因子数 6 が提案された。

MAP では主成分分析によって得られる成分を、観測変数に影響を及ぼす変数として統制してゆく。繰り返し偏相関を算出し、その偏相関の平均が最小となるような統制変数の数を定める。この統制変数の数が因子数となる。本調査から得られたデータでは、因子数が 2 のときに最も小さかった。そのため、因子数 2 が提案された。

BIC は、赤池情報量規準 (AIC) と同様、モデル選択規準の 1 つである。AIC がパラメーター数によって値が調整されるのに対し、BIC はパラメーター数とサンプルサイズの双方によって値が調整される。本調査から得られたデータでは、因子数 2 の場合に $BIC = -1144$ と最小になった。以上より BIC からは、因子数 2 が提案された。

最後に平行分析が実施された。乱数データの固有値を算出した場合も、固有値 1 を超えることが

Table 1-1
調査1におけるRDESの記述統計量とデータ分布の概要

	<i>M</i>	<i>SD</i>	床効果 ¹⁾	天井効果	<i>min</i>	<i>max</i>	<i>Sk</i>	<i>Ku</i>	<i>r</i> ²⁾
item1	2.16	1.01	1.15	3.17	1	4	0.24	-1.19	.48
item2	3.04	0.86	2.18	3.90	1	5	-0.11	0.11	.48
item3	1.72	0.92	0.80	2.64	1	5	1.09	0.31	.59
item4	1.21	0.49	0.72	1.70	1	4	2.70	8.59	.44
item5	1.23	0.50	0.73	1.73	1	3	2.14	3.75	.44
item6	1.52	0.79	0.73	2.31	1	5	1.57	2.09	.39
item7	1.56	0.85	0.71	2.41	1	5	1.40	1.16	.47
item8	1.33	0.71	0.62	2.04	1	4	2.16	3.90	.48
item9	1.60	0.82	0.78	2.42	1	4	1.13	0.28	.44
item10	1.78	0.77	1.01	2.55	1	5	0.78	0.46	.50
item11	1.17	0.45	0.72	1.62	1	4	2.96	9.73	.51
item12	1.70	0.88	0.82	2.58	1	4	1.01	-0.02	.61
item13	1.55	0.79	0.76	2.34	1	4	1.30	0.80	.58
item14	2.06	0.96	1.10	3.02	1	5	0.50	-0.56	.48
item15	2.32	0.97	1.35	3.29	1	5	0.24	-0.62	.53
item16	1.57	0.73	0.84	2.30	1	4	1.10	0.56	.60
item17	2.46	1.08	1.38	3.54	1	5	0.31	-0.71	.43
item18	1.67	0.90	0.77	2.57	1	4	1.12	0.19	.56
item19	1.97	0.85	1.12	2.82	1	4	0.48	-0.56	.39
item20	2.20	0.96	1.24	3.16	1	5	0.37	-0.60	.51
item21	1.86	1.07	0.79	2.93	1	5	1.08	0.26	.33
item22	1.87	1.04	0.83	2.91	1	5	0.99	0.20	.50
item23	2.15	0.97	1.18	3.12	1	5	0.32	-0.86	.47
item24	2.04	0.97	1.07	3.01	1	5	0.60	-0.35	.57
item25	1.83	0.90	0.93	2.73	1	5	0.75	-0.31	.60
item26	1.65	0.80	0.85	2.45	1	4	0.98	0.08	.59
item27	1.39	0.70	0.69	2.09	1	5	2.07	4.69	.62
item28	1.41	0.77	0.64	2.18	1	5	2.02	3.78	.59
All items	50.01	13.02	—	—	28	96	0.81	0.78	—

¹⁾ 該当するものを太字で示した。²⁾ この表中に限り、*r*はI-T相関を示す。

ある。従って固有値 1 以上であるからといって、必ずしもその因子数に意味があるとは言えない。平行分析では、観測データが乱数データの固有値を超える場合、その因子には意味があると考え。つまり、観測データの固有値と乱数データの固有値の差が 0 より大きい場合、意味があると考え。そして、この差が 0 を下回る直前の因子数をして、観測データの因子数を提案する。平行分析には

因子分析と主成分分析の2つがあり、主成分分析では、最小の因子数、因子分析では最大の因子数が提案されると言われている(堀, 2005)。本調査のデータでは、最小2因子、最大6因子という因子数が提案された。

以上の結果を、Table1-2にまとめて示した。上述のように、平行分析からは最大6因子、最小で2因子が提案され、MAPとBICは2因子構造を、ガットマン基準は6因子構造を提案した。平行分析の箇所でも述べたように、固有値1以上というガットマン基準は、因子数を過大に想定する可能性がある。そのためここでは、MAPとBICの提案する2因子構造を採用し、因子負荷量を算出することとする。

因子の抽出と共通性の推定 得られたデータを元に、2因子構造を想定した探索的因子分析を実施した。因子抽出法は不適解が生じにくい最小二乗法、回転法は多重負荷が生じにくいHarris-Kaiserの独立クラスタ回転が採用された。探索的因子分析によって得られた結果をTable1-3に示した。item2, 9, 10は因子負荷量が.35未満であったが、各項目が臨床経験から考案された解離体験であることを考慮し、分析から除外せずにそのまま用いた。

因子の命名 探索的因子分析によって得られた2つの因子が命名された。まず、第1因子は「item20 じっと空を見つめて、何も考えず、ただ座っていて、時間が経つのに気がつかないでいる、というようなことがある」、「item24 あることを実際にしたのか、それともしようと思っただけなのかよく思い出せない(例えば手紙を出してきたのか、それとも出そうと思っただけなのかはっきりしない)というようなことがある」、「item22 状況によって全く違ったふうに自分が振舞うので、自分がまるで2人の別の人間のように感じられることがある」といった解離性体験に高い因子負荷量を示した。これらは、自分がここに存在して何かしているというような感覚の弱さ、すなわち自己が身体・感覚・外界といったものから切り離されている感覚を反映していると考えられる。

一方で、第2因子は「item4 着た覚えのない服を着ていた、というようなことがある」、「item3 自分がある場所にいるのに、そこにどうやってたどりついたのか分からない、というようなことがあ

Table 1-2

各因子数における指標の概要¹⁾

因子数	固有値	MAP	BIC	平行分析 (FA) ²⁾³⁾	平行分析 (PC) ²⁾⁴⁾
1	8.79	.012	-1076	7.31	7.13
2	1.95	.011	-1144	0.63	0.39
3	1.43	.012	-1133	0.23	-0.05
4	1.20	.013	-1089	0.05	-0.22
5	1.12	.014	-1022	0.01	-0.24
6	1.05	.015	-953	0.01	-0.26
7	0.96	.018	-871	-0.06	-0.30
8	0.92	.021	-788	-0.10	-0.30

¹⁾ 太字の値は各指標の提案する因子数。²⁾ 平行分析の結果は実データと仮想データの固有値の減衰率の差。³⁾ FAは因子分析。⁴⁾ PCは主成分分析。

Table 1-3

最小二乗法と独立クラスタ回転による探索的因子分析¹⁾

	F1	F2	共通性	独自性
20. じっと空を見つめて、何も考えず、ただ座っていて、時間が経つのに気がつかないでいる、というようなことがある。	.64	-.09	.35	.65
24. あることを実際にしたのか、それともしようと思っただけなのかよく思い出せない（例えば手紙を出してきたのか、それとも出そうと思っただけなのかはっきりしない）というようなことがある。	.63	.02	.41	.59
22. 状況によって全く違ったふうに自分が振舞うので、自分がまるで2人の別の人間のように感じられることがある。	.63	-.07	.35	.66
17. テレビや映画を観ていて、周囲で起こっている出来事に気づかないほど物語に没頭していることがある。	.59	-.13	.28	.72
25. したという記憶はないのに、何かをしていた、というようなことがある。	.59	.10	.43	.57
23. ある状況の下では、普段なら困難なこと（例えばスポーツや仕事や対人関係など）をととても容易に、思うままなしとげられることがある。	.59	-.07	.30	.70
18. まるでそれが現実には起こっていることに思えるほど、空想や白昼夢に引き込まれることがある。	.58	.04	.37	.63
19. 痛みを無視できることがある。	.55	-.11	.24	.76
15. 自分の覚えていることが、実際に起こったことなのか、それともただ夢を見ただけなのか、はっきりしない、というようなことがある。	.53	.07	.33	.67
27. 何かをするよう促したり、自分のしていることに意見を言ったりする声が頭の中に聞こえる、というようなことがある。	.48	.25	.44	.57
14. 過去の出来事がとても鮮明に思い出され、まるでその出来事をもう一度体験しているかのように感じられる、というようなことがある。	.46	.08	.26	.74
12. 周囲の人やモノや世界が現実ではないように感じられる、というようなことがある。	.43	.30	.43	.57
26. 確かに自分が書いたと思われるメモや絵や文章があるのだが、それを自分で書いたということが思い出せない、というようなことがある。	.39	.31	.40	.60
16. 見慣れた場所にいるのに、なじみのない見慣れないところにいるように感じる、というようなことがある。	.38	.34	.41	.59
28. まるで世界を霧を通して試しているように感じられ、人や物が遠くに見える、または、ぼんやりと見える、というようなことがある。	.37	.34	.41	.59
21. 一人でいるとき、大きな声でひとりごとを言っていることがある。	.35	.02	.13	.87
2. 人の話を聞いているとき、言われたことの一部、または全部が、全く耳に入っていなかったことにふと気がつくというようなことがある。	.32	.23	.24	.76
4. 着た覚えのない服を着ていた、というようなことがある。	-.26	.86	.53	.47
3. 自分がある場所にいるのに、そこにどうやってたどりついたのかわからない、というようなことがある。	.05	.69	.51	.49
5. 自分の持ち物の中に、買った覚えのない新しいものが増えていることに気がついた、というようなことがある。	-.11	.67	.37	.63

8. 良く知っている人（友達や家族）なのに、それが誰か分からないときがある（あるいはそのことを人から指摘されたことがある）。	-0.04	.65	.39	.61
11. 鏡を見ているのに、映っているのが自分だと気がつかない、ということがある。	.11	.53	.37	.63
13. 自分の体が自分のものではないように感じられる、あるいは自分に属したものではないように感じられる、というようなことがある。	.25	.47	.42	.58
1. 自動車・バス・電車・自転車などに乗っていて、今までにそこに来るまでのあいだの事（すべて、または、ある場所からある場所までにあったこと）を覚えていないことにふと気がつく、というようなことがある。	.12	.46	.29	.71
6. みずしらずの人がやってきて、その人から違う名前と呼ばれたり、前に会ったことがあると言われた、というようなことがある。	.03	.46	.22	.78
7. まるで自分が自分自身のすぐそばに立っているかのように感じたり、自分が何かしているのを見ているかのように感じる、あるいは、まるで他人を見ているみたいに、実際に自分自身を眺めているように感じる、というようなことがある。	.17	.40	.27	.73
10. 自分が言った覚えのないことで、うそをついたと責められる、というようなことがある。	.28	.30	.27	.73
9. 人生上のある重要な出来事（例えば卒業や結婚式など）の記憶がまったくないのに気づいたことがある。	.23	.29	.22	.78
因子間相関 F1 — .61				
F2 — —				

¹⁾ 斜体は因子負荷量.35未満、太字は因子負荷量.35以上。

る」、「item5 自分の持ち物の中に、買った覚えのない新しいものが増えていることに気がついた、というようなことがある」といった解離性体験に対して高い因子負荷量を示した。これらは手続き記憶やエピソード記憶の不確かさを反映していると考えられる。

以上を踏まえ、Holmes et al. (2005) に倣って第1因子は「離隔化」、第2因子は「区画化」と命名された。それぞれの因子の信頼性は、第1因子が $\alpha = .89$ 、第2因子が $\alpha = .84$ であり、各因子に概ね十分な信頼性が認められた。なお、因子負荷量の低いitem2, 9, 10を除外しても、尺度全体・各因子の α 係数が増加することはなかった。そのためitem2, 9, 10は因子負荷量が低いものの、各因子や解離という現象を構成する上で必要な項目であることが推察された。

適合度の確認 調査2で実施する確認的因子分析の際の比較対象とするために、この因子構造のモデル適合度が算出された。確認的因子分析の結果、 $\chi^2(349) = 813.06$ ($p < .001$)、CFI = .81、RMSEA = .07、BIC = 16637.88が得られた。なお、得られた適合度の指標は良好ではない。しかし χ^2 値は自由度が増加すると有意になりやすいため、本調査で χ^2 値が有意になった点は因子構造そのものというよりもむしろ、サンプルサイズや観測変数の数に起因すると考えられる。またRMSEAは一般的に.10を超えると適合度が悪く、.05以下であれば適合度が良いとされる。本調査でのRMSEAは.07であり、ただちに棄却すべきではないが、良好な適合度であるとも評価し難い値を示した。

調査 2 因子構造の交差妥当性

方法

調査対象者 私立 B 大学および私立 C 大学の大学生 237 名 (男性 49 名, 女性 188 名)。平均年齢 19.3±1.03 歳。

有効回答者の抽出 調査 1 と同様の手続きで抽出された。

調査対象者 私立 B 大学および私立 C 大学の大学生 232 名 (男性 48 名, 女性 184 名)。平均年齢 19.3±1.02 歳。有効回答率 97.89%。

調査内容・調査手順・倫理的配慮・分析機材 調査 1 と同様。

分析手順 調査 1 で得られた因子構造が他集団にも当てはまるのかを検討するため、確認的因子分析を実施する。なお、等値制約や誤差項相関などは仮定されなかった。調査 1 よりもモデル適合度が低い場合、調査 1 と同様の手続きを踏んで、探索的因子分析を実施する。

結果と考察

因子構造の交差妥当性の確認 調査 1 で得られた因子構造の交差妥当性を検討するため、調査 2 で得たデータを用いて確認的因子分析を実施した。その結果、良好な適合度は認められなかった ($\chi^2(349) = 728.91, p < .001, CFI = .83, RMSEA = .07, BIC = 15197.33$)。適合度の指標は調査 1 とほぼ同様であった。従って、調査 1 時点での因子構造の交差妥当性が確認されたと考えられる。調査 1 および調査 2 における適合度の指標をまとめ、Table 2-1 に示す。なお、調査 2 のデータにおける RDES の信頼性は、全体で $\alpha = .92$, 第 1 因子 $\alpha = .89$, 第 2 因子 $\alpha = .83$ であった。

総合考察

本研究は、解離性体験尺度の因子構造を検討することで、解離の下位機能を明らかにすることであった。解離の下位機能に関する先行研究では、最低 2 つの下位機能が存在することが示唆されてきた (Cardiña, 1994; Brown, 2002; Holmes et al., 2005)。Bernstein, & Putnam (1986) が臨床経験から解離性体験を 28 場面作成し、その頻度を測定することで尺度化している点からも、解離性体験尺度から幾つかの下位因子が抽出されることが予想された。

調査 1 では、MAP や BIC、平行分析といった基準で因子数を決定したところ、2 因子解が採用された。MAP や BIC は一様に 2 因子解を提案したが、ガットマン基準は平行分析によって示唆された最大因子数である 6 因子解を提案した。平行分析において乱数データの固有値も 1 を超えること、

Table 2-1
各因子構造におけるモデル適合度

	χ^2	df	p	CFI	RMSEA	BIC
調査1データ	813.06	349	< .001	.813	.070	16637.88
調査2データ	728.91	349	< .001	.831	.068	15197.33

平行分析の最大因子数を提案したことなどから、ガットマン基準を元に因子数を決定した場合、因子数が多くなりやすいことが推察される。調査1でのモデル適合度は、 $\chi^2(349) = 813.06$ ($p < .001$), CFI = .81, RMSEA = .07, BIC = 16637.88 と、良好とは評価し難いものであったものの、積極的に棄却すべきとも判断できず、2因子解が採用された。加えて、因子構造の交差妥当性を検討するために実施した調査2の確認的因子分析では、調査1とほぼ同様の適合度が認められた ($\chi^2(349) = 728.91$, $p < .001$, CFI = .83, RMSEA = .07, BIC = 15197.33)。ここから、2因子構造について、一定の交差妥当性が認められたと思われる。

解離が2つの下位機能によって成立しているのならば、それぞれ異なる機能や目的を持つはずである。Cardiña (1994) も述べているように、解離には防衛としての側面が存在する。解離の機能の違いによって、どのような出来事に対する防衛として有効であるのかが、異なることが予想される。その出来事が一過性であるのか慢性的あるいは反復的であるのか、自然災害によるものなのか、対人関係上のもののかなど、一概に出来事と言っても様々なものが考えられる。そのため、今後は解離の下位機能がどのような出来事に対して有効であるのか、あるいはより頻繁に用いられやすいのかを明らかにしていく必要があるだろう。

本研究は大学生を対象にしたものであるため、他の年齢集団や臨床群においても同様の結果が得られるか否かについては不明である。しかしながら、大学生を対象にした場合、解離には2つの下位機能が認められ、そしてそれは集団が変わっても同様であることを明らかにした。本研究の目的であった、解離の下位機能を検討するという点から、一定の成果を得たといえよう。今後は本研究で得られた因子構造が、他の年齢集団や臨床群にも認められるのか、もし認められないなら、どのような違いがあるのかということを検討する必要がある。

引用文献

- American Psychiatric Association (2000). *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders DSM-IV-TR (Text Revision)*. Washington, D. C.: American Psychiatric Association.
- (アメリカ精神医学会 高橋三郎・大野 裕・染矢俊幸 (訳)(2002). DSM-IV-TR 精神疾患の診断・統計マニュアル 医学書院)
- American Psychiatric Association (2013). *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders Fifth Edition*. New York: American Psychiatric Publishing.
- 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.
- Brown, R. J. (2002). The cognitive psychology of dissociative states. *Cognitive Neuropsychiatry*, **7**, 221 – 235.
- Cardiña, E. (1994). The domain of dissociation. In S. J. Lynn, & J. W. Rhue (Eds) *Dissociation: Clinical and theoretical perspective*. London: The Guilford Press, pp.15 – 31.
- Carlson, E. B. & Putnam, F. W. (1993). An update on the dissociative experiences scale. *Dissociation*, **6**, 16-27.
- Ellenberger, H. F. (1970). *The discovery of the unconscious: The history and evolution of dynamic Psychiatry*.

New York: Basic Books.

- (エレンベルガー, H. F. 木村 敏・中井久夫 (監訳) (1979). 無意識の発見——力動精神医学発達史—— 至文堂)
- 福島 恵 (2014). 日常解離体験尺度の開発過程と結果に関する実証的研究 奈良大学大学院研究年報 **19**, 71 – 78.
- Holmes, E. A., Brown, R. J., Mansell, W., Fearon, R. P., Hunter, E. C. M., Frasquih, F., & Oakley, D. A. (2005). Are there two qualitatively distinct forms of dissociation? A review and some clinical implications. *Clinical Psychology Review*, **25**, 1 – 23.
- 本間美紀・菱谷晋介 (2012). 解離症状を有する臨床群における解離性体験尺度 (DES) の因子構造——検証的因子分析を用いて—— 精神医学 **54**, 579 – 588.
- 堀 啓造 (2005). 因子分析における因子数決定法——平行分析を中心にして—— 香川大学経済論叢 **77**, 35 – 70.
- Janet, P. (1889). *L'automatisme psychologique: Essai de psychologie expérimentale sur les formes inférieures de l'activité humaine*. Paris: Alcan.
- (ジャネ, P. 松本雅彦 (訳) (2013). 心理学的自動症——人間行動の低次の諸形式に関する実験心理学試論—— みすず書房)
- Ludwig, A. M. (1983). The psychobiological function of dissociation. *American Journal of Clinical Hypnosis*, **26**, 93-99.
- 榎田亮太 (2011). 改訂版日常的解離尺度の作成——因子構造の検討—— 第 75 回日本心理学会大会論文集, 451.
- Ray, W. J., June, K., Turaj, K., & Lundy, R. (1992). Dissociative experiences in a college age population: A factor analytic study of two dissociation scales. *Personality and Individual Differences*, **13**, 417 - 424.
- 田辺 肇・小川俊樹 (1992). 質問紙による解離性体験の測定——大学生を対象にした DES (Dissociative Experiences Scale) の検討—— 筑波大学心理学研究 **14**, 171-178.
- 田辺 肇 (1994). 解離性体験と心的外傷体験との関連——日本版 DES (Dissociative Experience Scale) の構成概念妥当性の検討—— 催眠学研究 **39**, 1-10.