

原 著

FADBI (Frequency of Anti-Depressive Behavior Inventory) 日本語版の作成： 大学生をサンプルとした尺度特性の検討

安達圭一郎・児玉恵美・上野徳美¹⁾

Standardization study of FADBI (Frequency of Anti-Depressive Behavior Inventory) -
Japanese version: measurement property in a non-clinical Japanese college student sample

Keiichiro ADACHI, Emi KODAMA, & Tokumi UENO

近年、大うつ病性障害、双極性障害を中心とした気分障害患者は増加の一途にある。本研究では、うつ状態から躁状態への移行を媒介する心理社会的変数として抗うつ行動に着目し、その測定尺度であるFADBI (Frequency of Anti-Depressive Behavior Inventory) の日本語版作成を試みた。269名の大学生に対して、4週間隔の2度に分けて、FADBI日本語暫定版、及びその他の心理尺度を実施した。まず、探索的因子分析により3因子（「積極的な気晴らし因子」「他者への自己開示因子」「活動的対処因子」）13項目を抽出した。さらに確認的因子分析（2次因子分析モデル）をおこなったところ、これら3因子13項目は十分な適合度指標をもつ尺度であることが確認された。男女別の信頼性、妥当性検討では、FADBI日本語版は、十分な内的整合性、再検査信頼度係数をもち、軽躁状態の予測を可能とする尺度であることがわかった。ただし、女子学生サンプルで、FADBI日本語版の測定する抗うつ行動は、損害回避傾向の低さと結びついた対処行動であることも示された。以上の結果より、FADBI日本語版は、信頼性、妥当性の両面において、わが国でも十分使用可能な尺度であることが分かった。

キーワード：軽躁状態、FADBI(Frequency of Anti-Depressive Behavior Inventory) 日本語版、信頼性、妥当性

問題と目的

わが国における患者調査（厚生労働省、2009）では、2008年10月現在の気分障害患者（主としてうつ病、躁うつ病）数は104万1千人であり、統計を取り始めた1996年の2.4倍にもなったことが知られている。欧米においても、双極性障害を双極スペクトラムとしてひろく捉えると、その有病率は13.5%にもものぼると報告されている（田中、2008；Hantouche et al., 1998）。このように、双極性障害は極めて身近な疾患である。しかしながら、従来、双極性障害は内因性疾患と位置づけられてきたこともあり、単極性のうつ病と比較すると、心理社会的メカニズムに関する実証的知見は少なく、包括的な理論構築、あるいはこうしたエ

ビデンスに基づく心理社会的接近技法の活用は不十分にしかなされていない（e.g. Winters et al., 1985; Neal, 1988; Morrison et al., 2003; Frank, 2005; Johnson & Jones, 2009）。

これまでの欧米における双極性障害、とりわけ躁状態への移行に関する心理的メカニズム研究は、古くは精神分析における「躁的防衛」概念にまで遡る（Klein, 1935/1983）。松木（2002）は、Kleinの提出した「躁的防衛」概念の変遷を概観し（Klein, 1935/1983, 1940/1983; Segal, 1973/1977, 1981/1988）、躁的防衛とは抑うつ不安にむけられた心的機制であり、その内実は、①抑うつを引き起こす対象喪失の否認、②対象への依存の自覚の否認、③爽快な感情と理想化された空想への耽溺、④罪悪感や責任の否認などによる抑うつ不安からの防衛にあるとした。一方「躁的防衛」概念は、

¹⁾ 大分大学医学部社会心理学講座

これと平行する形で実証研究へと引き継がれ、①躁のエピソード（例えば誇大的考え）が、低い自尊心、あるいは不安定な自尊心に対する防衛の機能を果たすこと（Winters & Neale, 1985; Neal, 1988; Lyon et al., 1999; Thomas & Bentall, 2002）、②詳細は後述するが、抗うつ行動、とりわけ活動的対処行動は、躁状態移行へのリスク要因である軽躁のパーソナリティと関連すること（Morrison et al., 2003）などが明らかとなった。

その他、双極性障害の心理社会的側面について実証的に検討した研究として、Eckblad & Chapman (1986) は、双極性障害にまではいたらない気分循環性障害 (cyclothymic) のある外来患者をモデルに、軽躁のパーソナリティ尺度 (Hypomanic Personality Scale; HPS) を作成し、少なくとも平均+1.67SD以上の得点を示した学生の約78%が、過去に軽躁エピソードを持つことを明らかにした。その後のHPSに関する継続研究では、HPS得点の高さが双極性障害や軽躁状態の発現リスクとなることが、一貫して実証されてきた (e.g. Kwapil et al., 2000; Johnson et al., 2005; Blechert & Meyer, 2005)。一方、神経生理学的知見を援用し、双極性障害に特有の認知や情動傾向を探る試みもなされてきた (e.g. Alloy et al., 2008; Meyer & Baur, 2009; Johnson & Jones, 2009; Meyer et al., 2010)。例えば、Meyer et al. (2010) は、過去の文献レビューを踏まえつつ、双極性障害のハイリスク者は、肯定的な出来事（成功など）の原因を普遍的かつ内的で安定的なものと帰属する傾向が強く、そのことが躁状態への移行に関連すること、また、そこには、過剰な目標達成志向や強い肯定感情の喚起が関係していることを指摘した。

以上のように、双極性障害、とりわけ躁状態への移行を説明する心理社会的メカニズムは部分的な形で明らかになってきた。しかし既述のように、包括的なモデルというには実証的知見が不足しているうえ、文化の異なるわが国においては、ほとんど未開拓であるのが現状である。

そこで、本研究では、実証的見地から双極性障害の心理社会的メカニズムを明らかにしていくための第一段階として、抗うつ行動に着目し、その測定尺度である Frequency of Anti-Depressive

Behaviour Inventory (FADBI; Morrison et al., 2003) 日本語版の作成を試みることにした。その際、近年若者世代のうつ病が多発しているとの指摘（傳田, 2009）があること、また、Morrison et al. の尺度作成に準じ、大学生サンプルを用いることにした。

Rippere (1977) によると、抗うつ行動 (antidepressive behaviour) とは、抑うつから回避するために個人によって採用される行動方略を指し、具体的には、抑うつを感じた時に「多忙な時間を維持する」「他者と会話をする」「楽しいことをする」などといった対処行動を意味する。Morrison et al. (2003) は、うつ病性障害や双極性障害の発症リスクに関する心理的メカニズムを説明する媒介変数として抗うつ行動に着目し、個人が示す抗うつ行動の頻度を測定する3因子構造（活動的対処: active coping; 社会的対処: social coping; 受動的気晴らし対処: passive distraction coping) の尺度 (FADBI) を作成した。Morrison et al. によると、FADBIは信頼性・妥当性ともに満足のゆく尺度であり、特に下位因子の「活動的対処」得点は、双極性障害の予測因子である軽躁のパーソナリティ尺度 (Hypomanic Personality Scale) 得点と正の相関を、またBDI (Beck Depression Inventory) 得点と負の相関を示すことを明らかにした。

このように、抗うつ行動は従来臨床場面で多用されてきた「躁の防衛」概念の実証的検討につながるもっとも基礎的な類似変数と考えられる。また、安達ら（投稿中）は、学生データによる探索研究ながら、抑うつそのものではなく、抑うつからの回避が境界性パーソナリティ傾向の予測因子となることを共分散構造分析で確認した。従来、気分障害と境界性パーソナリティ障害との高い併存率を指摘する研究は数多く (e.g. Shea et al., 1992; Newman et al., 1996; Zanarini et al., 1998; Grilo et al., 2005; Harned et al., 2008)、加えて、双極性障害Ⅱ型における軽躁の行動化の転帰が、境界性パーソナリティ障害である可能性も捨て切れているわけではないとの指摘もある（内海, 2008）。このように、抗うつ行動という抑うつからの回避行動と双極性障害、とりわけ躁の状態との関係は密接であることが予想されるのである。

方 法

1. 予備的検討

FADBI 原版の著者 (Morrison, A.) に承諾を取り、筆頭著者が日本語訳をおこなった。引き続き、著者の所属する機関に勤務するネイティブスピーカーの教員、及び英語担当教員の2名にバックトランスレーションを依頼した。作成された英訳版と原版の対照表を再度、原著者に見てもらい、原著者より類似の内容であるとの確認を得た段階で、日本語訳を FADBI 日本語暫定版とした。

2. 調査対象者と手続き

複数の大学に所属する大学生400名（男子92名、女子308名）に対して、講義時間を利用した集合調査法で実施した。調査に先立ち、対象者には事前に、①調査用紙への回答は任意であること、②2度の調査を行うため、その照合にニックネーム、生年月日の記載を求めること、③中断は自由でありそのことで不利益にはならないこと、④結果は統計的に処理され個人が特定されることはないこと、を文書で伝え、同意の得られた者に回答を依頼した。

調査は4週間隔で2度実施した。第1時点の実施尺度は、FADBI 日本語暫定版、経験的回避 (Heyes et al., 1996) の傾向を測定する日本語版 AAQ-II (Acceptance and Action Questionnaire-II: 木下ら, 2008)、日本語版 TCI-125 (Temperament and Character Inventory-125項目版: 木島ら, 1996) の気質次元の一つである損害回避 (harm avoidance) 気質尺度であった。第2時点では、FADBI 日本語暫定版、日本版 BDI-II (Beck Depression Inventory-II: 小嶋・古川, 2003)、MMPI 新日本版 (MMPI 新日本版研究会, 1993) の軽躁性 (Ma) 尺度の3尺度を実施した。尚、両時点での FADBI 日本語暫定版実施は、再検査信頼性係数の算出を目的とし、また第1時点は FADBI 日本語版の収束的妥当性検討を、第2時点は弁別的妥当性検討を目的とした。

第1時点終了段階での有効回答者数は360名（男子79名、女子281名、平均年齢は19.24歳、SD = 2.60）、第2時点終了段階で両時点において有効回答者となったのは269名（男子57名、女子212名、平均年齢は19.16歳、SD = 2.03）であった

（最終有効回収率：67%）。本研究では、この269名を分析対象者とした。

3. 測 度

① FADBI 日本語暫定版：24項目からなる尺度で、回答形式は「ほぼ違う (1)」～「いつもそう (4)」の4件法 (Table 1参照)。

②日本語版 AAQ-II: Bond et al. (submitted) が作成し、木下ら (2008) によってわが国への標準化がなされた10項目尺度である。項目内容は「自分の苦しい経験や記憶は、私が大事にしている生活を送ることを困難にする」「心配することは私の成功の妨げになる」などで、回答形式は、「全くそうではない (1)」～「常にそうである (7)」の7件法。本研究における内的整合性は、 $\alpha = 0.84$ であった。

③ TCI-125 損害回避気質尺度: Cloninger et al. (1993) が作成し、木島ら (1996) によってわが国への標準化がなされた TCI-125項目版に含まれる損害回避気質尺度 (21項目) を用いた。項目内容は「自分と違う考えを持っている人々はあまり好きではない」「いつものやり方を変えようとすると、緊張したり、疲れたり、心配になったりするので、とても替えられない」などで、回答形式は「ぜんぜんあてはまらない (1)」～「とてもあてはまる (4)」の4件法。本研究における内的整合性は、 $\alpha = 0.82$ であった。

④日本版 BDI-II: Beck et al. (1996/2003) が作成し、小嶋・古川 (2003) によってわが国への標準化がなされた21項目尺度。項目内容は、「悲しさ: 0 私は気が減入っていない、1 しばしば気が減入る、2 いつも気が減入っている、3 とても気が減入ってつらくて耐え難い」「喜びの喪失: 0 自分が楽しいことには以前と同じくらい喜びを感じる、1 以前ほど物事を楽しめない、2 以前は楽しめたことにもほとんど喜びを感じなくなった、3 以前は楽しめたことにもまったく喜びを感じなくなった」などで、各項目別に0～3の配点がなされる。本研究における内的整合性は、 $\alpha = 0.91$ であった。

⑤ MMPI-Ma 尺度: MMPI 新日本版 (MMPI 新日本版研究会, 1993) の中から、軽躁性を測定する Ma 尺度24項目を使用した。項目内容は、「特に理由はないが、いつもより気分がいいと感

じるときがある」「何日も眠らなくてもいいと思うくらい、元気すぎる時期があった」などで、回答形式は「ちがう (1)」～「そう (3)」の3件法。本研究における内的整合性は、 $\alpha = 0.70$ であった。

結 果

FADBI 日本語版作成にあたり、項目分析、探索的因子分析、確認的因子分析によって項目の選定をおこない、最終項目に対して信頼性と妥当性の確認をおこなった。

1. FADBI 日本語暫定版の項目分析

まず、第1時点の対象者データを用いて24項目全ての平均値とSDを算出し(平均値は1.52～2.81, SDは0.77～1.05)、天井効果と床効果の確認をおこなった。その結果、全ての項目は適切であることが確認された。

2. 探索的因子分析

第1時点の対象者データを用いて探索的因子分析をおこなった(重みづけのない最小二乗法→直接オブリミン法)。因子負荷量の変化や固有値の減衰状況をみながくり返し因子分析をおこない、解釈可能な3因子13項目が抽出された(Table 1)。各因子の固有値は、第1因子 = 3.91, 第2因子 = 2.14, 第3因子 = 1.60と推移し、第4因子以降は全て0.86以下の値でフラットな状態となった。

第1因子は、「落ち込みそうになったら、その気持ちから離れるために何かする」「落ち込みそうになったら、何か楽しめることをする」「落ち込みそうになったら、何か別のことを考える」などに負荷量が高く、その内容は積極的な気分や気持の切り替えに基づく抗うつ行動であることから「積極的な気晴らし (active distraction)」因子と命名した。

Table 1 Factor loadings for items on FADBI-Japanese version

No.	Item	Factor 1	Factor 2	Factor 3
9	落ち込みそうになったら、その気持ちから離れるために何かする。	0.784	-0.014	0.032
17	落ち込みそうになったら、何か別のことを考える。	0.685	-0.006	0.090
11	落ち込みそうになったら、何か楽しめることをする。	0.634	0.047	0.002
1	落ち込みそうになったら、今やっていることをやめて、何か違ったことをする。	0.567	-0.018	-0.108
3	落ち込みそうになったら、何かに没頭する。	0.519	0.043	0.123
10	落ち込みから逃れるために、その気持ちを誰かに話す。	0.030	0.944	-0.060
4	落ち込みを感じている時は、友だちを相手に今の自分の気持ちとことん話す。	-0.030	0.822	0.030
6	落ち込みを感じている時は、援助を求めるよりも自分で対処しようとする。(reversed item)	-0.012	0.517	-0.073
19	落ち込みそうになったら、道徳的なサポート、同情、さらには大丈夫であるという保証を得ようとする。	0.027	0.486	0.116
23	落ち込みを感じる時は、忙しくしておく。	-0.012	0.000	0.899
18	落ち込みから逃れるために、行動を開始し忙しいままにしておく。	0.104	0.062	0.706
13	落ち込みそうになったら、ハードな作業をする。	-0.095	-0.018	0.669
24	落ち込みそうになったら、身体を動かす。	0.190	-0.008	0.396
Intercorrelations among 3 Factors		Factor 1	Factor 2	Factor 3
		Factor 1	-	0.254**
		Factor 2	-	0.156 *

Note. FADBI = Frequency of Anti-Depressive Behavior Inventory.

** $p < 0.01$ * $p < 0.05$

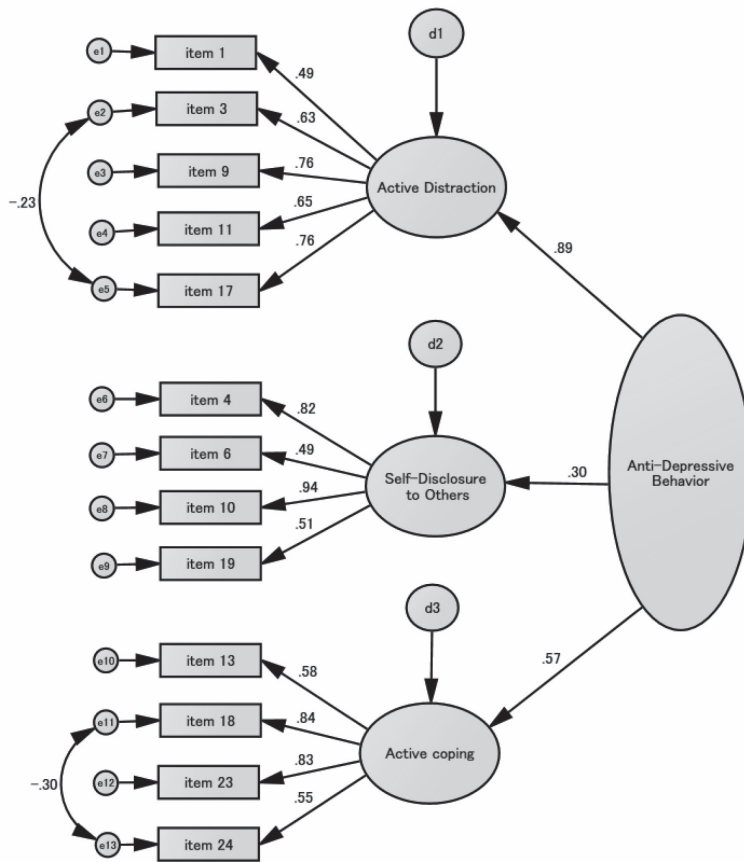
第2因子は、「落ち込みから逃れるために、その気持ちを誰かに話す」「落ち込みを感じている時は、友達を相手に今の気持ちをとことん話す」「落ち込みを感じている時は、援助を求めるよりも自分で対処しようとする（逆転項目）」などに負荷量が高く、その内容は他者への自己開示による抗うつ行動であることから「他者への自己開示（self-disclosure to others）」因子と命名した。

最後に、第3因子は、「落ち込みを感じている時は、忙しくしておく」「落ち込みから逃れるために、行動を開始し忙しいままにしておく」「落ち込みそうになったら、ハードな仕事をする」などに負荷量が高く、その内容は積極的な身体活動による抗うつ行動であるところから特徴があることから「活動的対処（active coping）」因子と命名した。

以上より、抽出された3因子13項目を FADBI 日本語版とし、確認的因子分析、及び信頼性・妥当性の検討をおこなった。

3. 確認的因子分析

本分析における3因子構造が妥当であるのかを検証するために、第1時点での対象者データを用いて以下のモデルにおける適合度指標を確認的因子分析で比較した。モデル1は、Morrison et al. の分析結果（3因子構造：active coping = 8 items, social coping = 4 items, passive distraction coping = 2 items）。モデル2は、本研究の探索的因子分析で得られた3因子構造。モデル3は、モデル2に加えて、同一因子内の項目における誤差項間の共分散を考慮にいたしたモデルである。



GFI = 0.953, AGFI = 0.928, CFI = 0.977, RMSEA = 0.041

Figure 1. Graphical representation of a most fitting three-factor model of FADBI-Japanese version. All standardized coefficients are significant.

なお、確認的因子分析をおこなうにあたり、次のような理由から2次因子分析モデルを適用した(豊田, 2007)。FADBI 原版の探索的因子分析では、因子間相関を仮定した斜交回転が採用されている(Morrison et al., 2003)。本研究においても斜交回転を用いて因子の抽出をおこない、Table 1に示すように因子間の有意な相関を確認した。従って、3因子に加えてさらに上位の因子を想定して分析をおこなう方が妥当と思われた。

さて、確認的因子分析の結果、モデル1の適合度指標は、GFI = 0.905, AGFI = 0.850, CFI = 0.847, RMSEA = 0.088となった。モデル2は、GFI = 0.941, AGFI = 0.923, CFI = 0.966, RMSEA = 0.049とほぼ良好な適合度を示した。さらに、モデル3では、GFI = 0.953, AGFI = 0.928, CFI = 0.977, RMSEA = 0.041と最も良好な適合度を得た(Figure 1)。

4. 信頼性

FADBI 日本語版の内的整合性は、積極的な気晴らし因子で $\alpha = 0.78$ 、他者への自己開示因子で $\alpha = 0.78$ 、活動的対処因子で $\alpha = 0.77$ 、全13項目では $\alpha = 0.79$ であった。

次に4週間隔の再検査信頼性係数は、積極的な気晴らし因子で $r = 0.67$ 、他者への自己開示因子で $r = 0.77$ 、活動的対処因子で $r = 0.59$ 、合計得点で $r = 0.73$ であった(全て $p < 0.001$, $df = 269$)。

5. 妥当性

まず、FADBI 日本語版の各因子得点、及び合計点、さらに本研究で使用した尺度全ての性差を検討した(Table 2)。

その結果、FADBI 日本語版において、他者への自己開示因子得点、活動的対処因子得点、合計得点で有意な性差が認められ、共通して男子学生よりも女子学生の方が抗うつ行動頻度が高いことが分かった(全て $p < 0.05$)。その他の尺度では、有意な差は見られなかった。そこで、以降の分析では、男女別でFADBI 日本語版の妥当性検討をおこなうこととした。

収束的妥当性検討の目的から、第1時点での対象者データを用い、抗うつ行動と類似の回避傾向を測定する2つの尺度(AAQ-II、損害回避気質尺度)との相関をみると(Table 3)、男女で全く異なる結果が得られた。男子学生では、否定的状況全般に対する回避傾向を測定するAAQ-IIとのあいだに有意な正の相関が認められた。しかしながら、女子学生では、AAQ-IIとの相関はなく、FADBI 日本語版の合計得点や積極的な気晴らし因子得点で、損害回避気質得点との間に有意な傾向の負の相関が認められた。

また、第2時点での対象者データを用いて弁別的妥当性検討をおこなった。その結果、抑うつ(日本版BDI-II)や軽躁性(MMPI-Ma)との関連では(Table 3)、男女ともに、MMPI-Ma 尺度

Table 2 Sex differences on FADBI-Japanese version and other psychological measures

	male ($n = 57$)	female ($n = 212$)	t -value
Active distraction	12.00 (3.16)	12.73 (3.36)	1.47
Self-disclosure to others	7.28 (2.70)	9.60 (3.07)	5.18 **
Active coping	4.68 (2.02)	5.61 (2.27)	2.80 **
FADBI total	23.96 (5.13)	27.94 (6.17)	4.46 **
AAQ-II	31.91 (10.61)	32.92 (9.45)	0.69
TCI-Harm avoidance	53.96 (8.88)	54.69 (7.75)	0.61
BDI-II	13.52 (10.38)	14.56 (10.12)	0.68
MMPI-Ma	47.42 (6.43)	47.65 (6.99)	0.22

Note. FADBI = Frequency of Anti-Depressive Behavior Inventory. AAQ-II= Acceptance and Action Questionnaire II. TCI = Temperament and Character Inventory. BDI-II= Beck Depression Inventory II. MMPI-Ma = Minnesota Multiphasic Personality Inventory- Mania Scale.
Mean (SD)

** $p < 0.01$ * $p < 0.05$ † $p < 0.10$

Table 3 Convergent and Discriminant validity for FADBI-Japanese version

	AAQ-II	TCI-HA	BDI-II	Pearson <i>r</i> MMPI-Ma
male (<i>n</i> = 57)				
Active distraction	0.41**	0.19	0.08	0.34**
Self-disclosure to others	0.09	0.13	0.11	0.08
Active coping	0.41**	0.07	0.09	0.32*
FADBI total	0.46**	0.22 †	0.13	0.35**
female (<i>n</i> = 212)				
Active distraction	-0.03	-0.17 †	-0.10	0.13*
Self-disclosure to others	0.06	0.00	-0.04	0.18**
Active coping	0.05	-0.10	-0.09	0.19**
FADBI total	0.03	-0.13 †	-0.11 †	0.25**

Note. FADBI = Frequency of Anti-Depressive Behavior Inventory. AAQ-II= Acceptance and Action Questionnaire II. TCI-HA = Temperament and Character Inventory-Harm Avoidance. BDI-II= Beck Depression Inventory II. MMPI-Ma = Minnesota Multiphasic Personality Inventory-Mania Scale.

** $p < 0.01$ * $p < 0.05$ † $p < 0.10$

との間に有意な正の相関が一貫して認められた。一部、日本版 BDI-II との間で負の相関が認められたが、有意な傾向にとどまった（女子学生：-0.11）。

最後に、第 2 時点での対象者データを用い、MMPI-Ma 得点を従属変数、FADBI 日本語版各因子得点を独立変数とした重回帰分析を男女別におこなった（Table 4）。なお、従来から双極性障害（I 型、II 型含む）の約 60% がうつ病エピソードで発症するとの指摘（Judd, et al., 2003）があること、さらに本研究でも BDI-II 得点と MMPI-Ma 得点間に有意あるいは有意な傾向の正の相関が認められたことから（男子学生： $r = 0.23$, $n =$

57, $p < 0.10$, 女子学生： $r = 0.31$, $n = 212$, $p < 0.01$), BDI-II 得点を統制変数として独立変数群に加えた。

その結果、男子学生データ、女子学生データともに、BDI-II 得点（*block 1*）の投入後、FADBI 日本語版各因子得点（*block 2*）の投入によって有意な R^2 の変化量を示した。従って、BDI-II 得点単独よりも FADBI 日本語版各因子得点を加える方が、MMPI-Ma 得点の説明により有効であることが確認できた。

さて、まず男子学生では、積極的な気晴らし因子が軽躁的傾向の正の予測因子である傾向が認められた。女子学生では、抑うつ傾向そのものが軽

Table 4 Results of regression analysis predicting for hypomanic tendency (MMPI-Ma scores)

	male (<i>n</i> = 57)			female (<i>n</i> = 212)		
	β	<i>p</i>	R^2 change	β	<i>p</i>	R^2 change
<i>block 1</i>			0.05 †			0.09**
BDI-II	0.19	0.12		0.34	0.00	
<i>block 2</i>			0.14*			0.09**
Active distraction	0.25	0.07		0.08	0.21	
Self-disclosure to others	-0.02	0.83		0.17	0.00	
Active coping	0.20	0.14		0.18	0.00	

Note. BDI-II= Beck Depression Inventory II. MMPI-Ma = Minnesota Mutiphasic Personality Inventory-Mania Scale. β = standardized partial regression coefficient.

** $p < 0.01$ * $p < 0.05$ † $p < 0.10$

躁的傾向の有意な正の予測因子であると同時に、他者への自己開示因子、活動的対処因子も同様に軽躁的傾向の有意な正の予測因子であることが分かった。

考 察

本研究では、近年の気分障害患者数の増加を憂慮し、とりわけ実証的知見の乏しいうつ状態から躁状態への移行と関連する心理変数に関する尺度作成を主な目的とした。具体的には、従来、わが国の心理臨床領域で有用とされてきた「躁的防衛」概念に近似の仮説的構成概念を測定するFADBIの日本語標準化を試みた。以降、FADBI日本語版の特性について考察したい。

1. 探索的因子分析結果、及び確認的因子分析結果について

探索的因子分析をおこなったところ3因子13項目が抽出された。十分な負荷量をもつ項目の意味内容を考慮し、第1因子を「積極的な気晴らし」、第2因子を「他者への自己開示」、第3因子を「活動的対処」とした。Morrison et al. (2003)の因子分析結果と比較すると、本結果における第1、第3因子は、Morrison et al.の活動的対処(active coping)因子8項目が2つに分割された因子であることが分かった。また、第2因子は、Morrison et al.の社会的対処(social coping)因子4項目と共通するものであった。しかしながら、Morrison et al.の受動的気晴らし(passive distraction)因子2項目は、本分析からは抽出されなかった。この2項目のうち、1項目「落ち込みを感じる時は、とにかくのんびりくつろぐ」は、今回の分析ではどの因子にも十分な負荷量を示さない項目のため除外された。また、もう一方の項目「落ち込みを感じたら、今必要とされていることをする」は、本分析における2つの因子(第1、第3因子)に同時に高い負荷量を示した項目であり、項目のもつ弁別性という観点から除外された。

以上の点を考慮すると、本研究における3因子13項目は、わが国の大学生における抗うつ的行動を測定するうえで、Morrison et al.のFADBIと比較しても遜色のない尺度構成になっていると思われる。とりわけ、Rippere (1977)がおこなっ

た抗うつ的行動に関する面接調査において、出現頻度の高かった回答(落ち込みを感じている時には、「多忙な時間を維持する(24%)」「他者と会話する(24%)」「楽しいことをする(18%)」)と一致していることから、因子としての適切さが示唆された。

最後に、2次因子分析モデルを用いた確認的因子分析においても、これら3因子13項目が最も適合度の優れた構造であると同時に、適合度指標全てで満足のいく数値(豊田, 2007)を示した(Figure 1)。このように、抗うつ的行動という上位因子、及び3つの下位因子(積極的な気晴らし因子、他者への自己開示因子、活動的対処因子)で構成された2次因子モデル(FADBI日本語版)は、大学生サンプルにおける最適なモデルであることが確認できた。

2. 信頼性、及び妥当性

まず、信頼性については、全ての因子得点、合計得点で0.77以上の α 係数が確認されており、内的整合性は概ね満足できる値であった。また、4週間隔の再検査信頼性係数も、積極的な気晴らし因子で $r = 0.67$ 、他者への自己開示因子で $r = 0.77$ 、活動的対処因子で $r = 0.59$ と全て有意($p < 0.001$)であることから、測定値の安定性は十分であると解された。

次に結果にも示したように、FADBI日本語版では平均値に性差が認められたため(Table 2)、男女別で2つの側面から妥当性の検討をおこなった。

まず、FADBIがその性質上回避関連行動の頻度を測定する尺度であるため、回避傾向全般を測定するAAQ-II、及び、気質としての損害回避傾向との相関を調べた。

結果にも示したように(Table 3)、男子学生では、回避傾向全般を測定するAAQ-IIとの間に有意な正の相関が見られた。また、損害回避気質との間にも、有意な傾向を示す正の相関が一カ所のみ認められた。つまり、男子学生においては、FADBI日本語版の測定する抗うつ的行動傾向が、とりわけAAQ-II同様嫌悪的状况や否定的感情からの回避と同列のものであること(収束的妥当性)が確認されたと言えよう。

しかしながら、女子学生においては、AAQ-II との間に相関は全く認められず、加えて、損害回避気質との間に有意な傾向の負の相関が見られた。つまり、女子学生の場合、FADBI 日本語版の測定する抗うつ的行動は、単純な回避に基づく行動を意味しているわけではないことが示唆された。この点については、後にまとめて考察を加えたい。

次に尺度の持つ弁別性という観点から見てみると、AAQ-II や損害回避傾向とは異なり、男女ともに抗うつ的行動が抑うつ傾向ではなく軽躁性と特異的に関連するという、Morrison et al. (2003) の知見や従来の臨床知見 (Klein, 1935/1983, 1940/1983; Segal, 1973/1977, 1981/1988) を支持する結果が認められた。さらに、FADBI 日本語版の軽躁状態への予測性をみた重回帰分析の結果からも、抑うつ傾向 (BDI-II) を統制した場合、男子学生では、積極的な気晴らし因子が軽躁性 (MMPI-Ma) の予測因子である傾向を示し、女子学生では、他者への自己開示因子、活動的対処因子が軽躁性の有意な予測因子であることが分かった (Table 4)。

このように FADBI 日本語版は、軽躁性との関連性が強いと同時に、その予測性においても一定の評価が可能と判断できる (弁別的妥当性)。また、回避傾向との類似性という観点では、男子学生サンプルのみで妥当性が確認されたとと言える。

さて、ここで、女子学生で認められた抗うつ的行動と損害回避気質との負の関連性について触れておきたい。女子学生においても抗うつ的行動が軽躁性の有意な予測因子であったことはすでに述べた。従って、こうした負の関連性を即座に尺度の妥当性のなさ結びつけるのは早計であろう。むしろ、女子学生がもつ固有の心理社会的傾向をも考慮して総合的に判断する必要があると思われる。本研究における結果から判断すると、女子学生の場合に限り損害回避傾向が抗うつ的行動の出現を抑制し、結果として、軽躁状態への移行に対する阻害因子となっている可能性が考えられる。つまりあくまでも仮説の域を超えるものではないが、女子学生にとっての損害とは抑うつそのものというよりも軽躁状態への移行であり、損害回避とは即ち軽躁からの回避を意味しているのではないだろうか。こうした結果はわが国におけるうつ病

発症率をみると、女性が男性の約 2 倍であるという疫学的知見 (厚生労働省, 2009) から、間接的に推測可能であると思われる。このように、女子学生で見られた結果は、あくまでも女子学生の位置づける損害のあり方を反映したものであり、抗うつ的行動そのものの妥当性を意味したのではないと考えられる。これらを総合すると、女子学生の場合、男子学生のように抑うつ状態が即否定的状況を意味するのではなく、従って、回避 (抗うつ的行動) を誘発する事態であるとは言い難いのである。

以上の諸点より、FADBI 日本語版の信頼性は満足のいく結果であると結論づけられる。また、妥当性の面でも、軽躁性を予測する心理尺度という意味ではほぼ満足のいく結果が確認できたと言える。ただし、女子学生で見られた損害回避と抗うつ的行動との負の関連性については、従来の所見には見られない傾向である。別の機会にさらなる検討を加えたい。

今後の課題

本研究では、抑うつ状態から躁状態への移行を媒介する心理社会的変数として抗うつ的行動に着目し、その測定尺度である FADBI 日本語版の作成を試みた。その結果、信頼性、妥当性ともに概ね満足のできる尺度であることが確認された。

一方、本研究における今後の課題にも触れておきたい。

まず、サンプリングの問題が挙げられよう。最終データ (269名) では男子データが少なかった (57名: 21%)。妥当性分析では性差が認められるなど、今後男女のカウンターバランスを考慮したデータ収集が必要となる。さらに、近年多発する若者世代のうつ (傳田, 2009) に鑑み、今回大学生データを用いた標準化研究をおこなった。しかしながら、厚生労働省 (2009) による患者調査では気分障害の好発年齢は 30 代を過ぎた成人以降が主流であるのも事実である。今回の結果は、あくまでも大学生サンプルによる知見であることから、研究成果の一般化という面では注意が必要である。今後、成人期以降も含めたサンプリングをおこない、世代間比較や信頼性・妥当性の再検証も視野に入れるべきであろう。

次に、女子学生で認められた損害回避と抗うつ
的行動との負の関連性である。抗うつ行動が躁
状態移行への媒介変数であることは、女子学生に
おいても確認された。しかしながら、男子学生で
みられたように、嫌悪の状況や否定的感情からの
回避と同列の変数として抗うつ行動が位置づく
わけではない。先述のように、女子学生でみられ
た結果からは、抗うつ行動が損害回避気質によ
って抑制される変数である可能性を示唆してい
る。今後は、異年齢層のデータも含め継続して検
証する必要性があらう。

《謝辞》

FADBI 日本語版を作成するにあたり、バックトラ
ンスレーション作業を快くお引き受けいただいた九
州ルーテル学院大学の松本充右教授、Patrick Bencke
准教授に深謝いたします。また、ご多忙の中査読い
ただいた諸先生方にも心より感謝いたします。

参考文献

- 1) 安達圭一郎・上野徳美. 境界性パーソナリティ
傾向に対する予測因子としての抑うつと回避：
大学生を対象とした探索的研究. 行動医学研究
(投稿中).
- 2) Alloy LB, Abramson LY, Walshaw PD, et al.
Behavioral approach system and behavioral
inhibition system sensitivities and bipolar
spectrum disorders: prospective prediction of
bipolar mood episodes. *Bipolar Disord* 2008; 10:
310-322.
- 3) Beck AT, Steer RA, Brown GK. Manual for the
Beck Depression Inventory-Second Version. The
Psychological corporation, 1996. (小嶋雅代, 古
川壽亮訳 BDI-II マニュアル. Beck AT, Steer
RA, Brown GK. 著, 小嶋雅代, 古川壽亮訳著.
日本版 BDI-II 手引. 東京：日本文化科学社,
2003; 1-26.)
- 4) Blechert J, Meyer TD. Are measure of
hypomanic personality, impulsive nonconformity
and rigidity predictors of bipolar symptoms? *Br
J Clin Psychol* 2005; 44: 15-27.
- 5) Bond, FW, Hayes, SC, Baer, RA, et al.
Preliminary psychometric properties of the
Acceptance and Action Questionnaire-II: A
revised measure of psychological flexibility and
acceptance. submitted.
- 6) Cloninger CR, Svrakic DM, Prybeck TR. A
psychological model of temperament and
character. *Arch Gen Psychiatry* 1993; 50: 975-
990.
- 7) 傳田健三. 若者の「うつ」:「新型うつ病」とは
何か. 東京：筑摩書房, 2009.
- 8) Eckblad M, Chapman LJ. Development and
validation of a scale for hypomanic personality. *J
Abnorm Psychol* 1986; 95: 214-222.
- 9) Frank E. Empirical supported theories of
bipolar disorder and etiology of bipolar episodes.
In: Frank E. Treating bipolar disorder: a
clinician's guide to interpersonal and social
rhythm therapy. New York, London: The
Guilford Press, 2005: 16-26.
- 10) Grilo CM, Sanislow CA, Shea MT, et al. Two-
year prospective naturalistic study of remission
from major depressive disorder as a function of
personality disorder comorbidity. *J Consult Clin
Psychol* 2005; 73: 76-85.
- 11) Hantouche, EG, Akiskal, HS, Lancrenon S, et al.
Systematic clinical methodology for validating
bipolar- II disorder: data in mid-stream from a
French national multi-site study (EPIDEP). *J
Affect Disord* 1998; 50: 163-173.
- 12) Harned MS, Chapman AL, Dexter-Mazza ET, et
al. Treating co-occurring axis I disorders in
recurrently suicidal women with borderline
personality disorder: A 2-year randomized trial
of dialectical behavior therapy versus
community treatment by experts. *J Consult Clin
Psychol* 2008; 76: 1068-1075.
- 13) Hayes SC, Wilson KG, Strosahl K. Experiential
avoidance and behavioral disorders: A functional
dimensional approach to diagnosis and
treatment. *J Consult Clin Psychol* 1996; 64: 1152-
1168.
- 14) Johnson SL, Ballister C, Joyner TE. Hypomanic
vulnerability, terror management, and
materialism. *Person Individ Diff* 2005; 38: 287-
296.
- 15) Johnson SL, Jones S. Cognitive collates of mania
risk: are responses to success, positive moods,
and manic symptoms distinct or overlapping? *J
Clin Psychol* 2009; 65: 891-905.
- 16) Judd LL, Schettler PJ, Akiskal HS, et al. Long-
term symptomatic of bipolar I vs. bipolar II
disorders. *Int J Neuropsychopharmacol* 2003; 6:
127-137.
- 17) 木島伸彦・斎藤令衣・竹内美香, 他. Cloninger
の気質と性格の7次元モデルおよび日本語版
Temperament and Character Inventory (TCI).

- 精神科診断学 1996; 7: 379-399.
- 18) 木下奈緒子・山本哲也・嶋田洋徳. 日本語版 Acceptance and Action Questionnaire-II 作成の試み. 日本健康心理学会第21回大会発表論文集 2009: 46.
 - 19) Klein M. A contribution to the psychogenesis of manic-defensive states. In: Money-Kyrle R, eds. The writing of Melanie Klein (vol. 1): Love, guilt and reparation and other works (1921-1945). London: The Hogarth Press, 1975. (安岡誉訳. 躁うつ状態の心因論に関する寄与 (1935). 小此木啓吾・西園昌久・岩崎徹也・牛島定信監修 メラニー・クライン著作集3. 愛, 罪そして償い. 東京: 誠信書房, 1983: 21-54.)
 - 20) Klein M. Mourning and its relation to manic-defensive states. In: Money-Kyrle R, eds. The writing of Melanie Klein (vol. 1): Love, guilt and reparation and other works (1921-1945). London: The Hogarth Press, 1975. (森山研介訳. 喪とその躁うつ状態との関係 (1940). 小此木啓吾・西園昌久・岩崎徹也・牛島定信監修 メラニー・クライン著作集3. 愛, 罪そして償い. 東京: 誠信書房, 1983: 123-155.)
 - 21) 小嶋雅代・古川壽亮. 日本版 BDI-II について. Beck AT, Steer RA, Brown GK. 著, 小嶋雅代・古川壽亮訳著. 日本版 BDI-II 手引. 東京: 日本文化科学社, 2003: 27-49.
 - 22) 厚生労働省. 平成20年患者調査. <http://www.mhlw.go.jp/toukei/list/10-20.html>, 2009.
 - 23) Kwapil TR, Miller MB, Ziner MC, et al. A longitudinal study of high scores on the hypomanic personality scale. J Abnorm Psychol 2000; 109: 222-226.
 - 24) Lyon HM, Startup M, Bentall RP. Social cognition and the manic defense: attributions, selective attention, and self-schema in bipolar affective disorder. J Abnorm Psychol 1999; 108: 273-282.
 - 25) 松木邦裕. 躁の防衛. 小此木啓吾編集代表. 精神分析事典. 東京: 岩崎学術出版社, 2002: 310.
 - 26) Meyer TD, Baur M. Positive and negative affect in individuals at high and low risk for bipolar disorders. J Individ Diff 2009; 30: 169-175.
 - 27) Meyer TD, Barton S, Baur M, et al. Vulnerability factors for bipolar disorders as predictors of attributions in ability-based and chance-based tests. J Individ Diff 2010; 31: 29-37.
 - 28) Morrison AR, Peyton J, Nothard S. Beliefs about depression and anti-depressive behavior: relationship to depressed mood and predisposition to mania in non-patients. Person Individ Diff 2003; 35: 1601-1613.
 - 29) MMPI 新日本版研究会編. MMPI マニュアル '93. 京都: 三京房, 1993.
 - 30) Neal JM. Defensive functions of manic episodes. In: Oltmanns TF, Maher BA, eds. Delusional beliefs. New York, Chichester, Brisbane, Toronto, Singapore: John Wiley & Sons, Inc, 1988: 138-156.
 - 31) Newman DL, Moffitt TE, Caspi A, Magdol L, Silva PA, Stanton WR. Psychiatric disorder in a birth cohort of young adults: Prevalence, comorbidity, clinical significance, and new case incidence from ages 11 to 21. J Consult Clin Psychol 1996; 64: 552-562.
 - 32) Rippere V. Commonsense beliefs about depression and antidepressive behavior: a study of social consensus. Behav Res Ther 1977; 15: 465-473.
 - 33) Segal H. Introduction to the work of Melanie Klein. London: The Hogarth Press, 1973. (岩崎徹也訳. メラニー・クライン入門. 東京: 岩崎学術出版社, 1977: 113-125.)
 - 34) Segal H. A Kleinian approach to clinical practice. Lanham: Jason Aronson Inc, 1981. (松木邦裕訳. クライン派の臨床: ハンナ・スウィーガル論文集. 東京: 岩崎学術出版社, 1988: 3-30.)
 - 35) Shea MT, Widiger TA, Klein MH. Comorbidity of personality disorders and depression: Implications for treatment. J Consult Clin Psychol 1992; 60: 857-868.
 - 36) 田中輝明・小山司. 双極性障害の早期診断と治療. 心身医 2008; 49: 979-985.
 - 37) Thomas J, Bentall RP. Hypomanic traits and response style to depression. Br J Clin Psychol 2002; 41: 306-313.
 - 38) 豊田秀樹編著. 共分散構造分析「Amos 編」: 構造方程式モデリング. 東京: 東京図書, 2007.
 - 39) 内海健著. うつ病の心理: 失われた悲しみの場. 東京: 誠信書房, 2008.
 - 40) Winters KC, Neal JM. Mania and low esteem. J Abnorm Psychol 1985; 94: 282-290.
 - 41) Zanarini MC, Frankenburg FR, Dudo ED, et al. Axis I comorbidity of personality disorder. Am J Psychiatry 1998; 155: 1733-1739.

(2011. 2. 18 受稿, 2011. 3. 17 受理)

Standardization study of FADBI (Frequency of Anti-Depressive Behavior Inventory) - Japanese version: measurement property in a non-clinical Japanese college student sample

Keiichiro ADACHI, Emi KODAMA, & Tokumi UENO

Recently, the number of patients with mood disorder, including Major Depressive Disorder and Bipolar Disorder, has been increasing. This study developed the Frequency of Anti-Depressive Behavior Inventory (FADBI) -Japanese version, to investigate the mediation process contributing to the development of hypomanic states. The authors followed 269 college students for four weeks prospectively. Participants completed the FADBI- Japanese tentative version and avoidance relating measures at Time 1 and the FADBI- Japanese tentative version and symptom measures at Time 2 (next 4 weeks follow-up). Three factors of the FADBI-Japanese version were identified by exploratory factor analysis: active distraction, self-disclosure to others, and active coping. Confirmatory factor analysis (second-order factor model) suggested fit indices of this result indicated optimal level. The FADBI-Japanese version had good internal consistencies and test-retest reliabilities and predicted hypomanic states under controlling the depressive symptom. Moreover, anti-depressive behavior measured by the FADBI-Japanese version was associated with low Harm Avoidance and was not associate with experiential avoidance in female sample. These findings suggested that FADBI-Japanese version could be the well-validated psychological measurement in a non-clinical Japanese college sample.

Key words: hypomanic states, FADBI (Frequency of Anti-Depressive Behavior Inventory) -Japanese version, reliability, validity