

ボディイメージ・アセスメントツールの開発（２）

～確認的因子分析による構成概念妥当性の検討～

藤崎 郁*

Confirmatory Factor Analysis of “Body Image Assessment Tool”

Kaoru Fujisaki, RN, MSN

St. Luke's College of Nursing, Doctoral Course

The purpose of this study was to examine construct validity of “Body Image Assessment Tool (BIAT)”. BIAT, a 4-points questionnaire comprised twenty-seven items, was devised as an instrument that could assess the state of damaged or disturbed body-image for adult patients. As BIAT's conceptual framework, it assumed that the following five sub-concepts had adequate representations of human's disturbed body-image; they were “disturbed body-cathexis”, “disturbed body-boundary”, “body-depersonalization”, “low body-control”, and “low body-esteem”.

BIAT was tested in structural equation modeling by comparing with four or five latent variables models using six-hundreds eighty-eight subjects, who contracted some different types of disease (rheumatoid arthritis: n=112, mastectomy: n=123, myocardial infarction: n=127, bronchial asthma: n=111, ostomy: n=121, eating disorders: n=94). For exploratory factor analysis, four factors were verified (eigenvalue>1, cumulative contribution rate=65.29%). That result was close conformity in construct with BIAT's conceptual framework. The four factors accorded exactly with the dimensions of “low body-control”, “low body-esteem”, “body-depersonalization”, and “disturbed body-cathexis”. In addition to, assuming five factors, the dimension of “disturbed body-boundary” was identified as the fifth factor (eigenvalue=0.872). At the results of confirmatory factor analysis, five-factor model were not the equal of four-factor model in goodness of fit index (five-factor model: RMR =.060, GFI=.933, AGFI=.906, RMSEA=.061, ACI=478.807; four-factor model: RMR=.058,

GFI=.950, AGFI=.926, RMSEA=.059, AIC=307.461). The Second-order confirmatory four-factor model, assuming "disturbed body-image" as higher-dimensional factor, was acceptable (RMR=.058, GFI=.950, AGFI=.927, RMSEA=.058, AIC=306.721), comparing with the first-order confirmatory factor analysis as the one-dimensional model.

Therefore, this study demonstrated fairly well results of construct validity test of BIAT, exclusive of the construct of "disturbed body-boundary". Indeed, BIAT requires further elaboration to adequately to measure "disturbed body-image" as the "scale" for universal ill person, but the instrument appears quite promising to assess the state of ill person's body-image focused on the detailed dimensions of "disturbed body-image".

キーワード

ボディイメージ body-image

ボディイメージ・アセスメントツール Body Image Assessment Tool
(BIAT)

構成概念妥当性の検討 construct validity test

構造方程式モデリング Structural Equation Modeling (SEM)

尺度開発 instrument development

I. はじめに

身体の好ましからざる変化である“病氣”によって、私たちのボディイメージは大きく変化し、逆に私たちの健康状態も“ボディイメージ”に大きく影響を受ける。

著者は、健康問題を抱える患者に想定されるボディイメージの問題を、①身体カセクシスの混乱、②身体境界の混乱、③身体の離人化、④身体コントロール感の低下、⑤身体尊重の低下という5つの特徴的な現象として区別して捉え、それらを「ボディイメージ混乱」の構成概念として、ボディイメージの混乱状態あるいはそのリスク状態^{註1}をアセスメントすることのできる測定用具を開発

註1 本文中の「ボディイメージの混乱状態」という表現は、このような状態にある患者像を表わす看護学上の専門用語として、(ボディイメージ混乱 Disturbed body-image) という看護診断名が一般的に用いられていることに準じたものである。

してきた（藤崎，1996 a，1997）。

ボディイメージ・アセスメントツール（以下、「BIAT」と略す）と呼ぶこの測定用具に対しては、これまで、①有識者による表面妥当性および内容妥当性、②健康問題を有しない教職・事務職就労者46名を対象とした再テスト法による経時的安定性、③一般内科通院患者92名を対象とした内的一貫性、④同対象者によるボディカセクシス・スケールとの併存的妥当性を確認する作業を行ったが、一般的に、これらの手続きに加えて、尺度開発には構成概念妥当性の検討を行うことが必要とされている（Mishel, M. H., 1998；今在 & 大淵，1998）。

BIATは、原理的には、疾患を持たない健康な成人にも用いることができるが、主には健康上に何らかの問題を抱え、身体的変化を体験している「患者」への適用を想定して作成したものである。また、もともと、5つの特徴的な現象として表現されるようなボディイメージの混乱状態を把握することを目指して開発してきたものであるため、尺度開発の次のステップとしては、そのような状態をきたすリスクが高いとされるさまざまなタイプの疾患群の患者に対して適用可能かどうかの検討を行う必要があると考えられる。

よって本稿では、ボディイメージに混乱をきたしやすい代表的な疾患患者に対してBIATを実施し、その結果をもとに、確認的因子分析によるBIATの構成概念妥当性について検討する。

II. 方法

1. 測定用具

BIATは、現在のところ、上述した5構成概念ごとの下位尺度からなる全27項目の自記式測定用具である。回答は項目によって「頻度」と「傾向」を問うものがあるが、いずれも4段階評価の4点満点で、質問項目の状況が回答者自身によく当てはまると思うほど得点は低くなるように設定している。

2. 調査対象

目的に添った対象群を選定するために、先行研究によって示された「ボディイメージの混乱状態を惹起しやすい疾患群」についての包括的な分類 (Darling-Fisher, C. S., 1985 ; Lacey, J. H. & Birtchnell, S. A., 1986) を参考に、自記式調査票を用いた量的な標本調査が可能な成人患者からなる疾患を選び、プレテストを実施した。

その結果、目標標本数とのかね合いや対象者への調査の負担といったデータ収集のしやすさと、プレテスト結果の示唆する各下位尺度の得点のバランスなどを勘案して、対象とする疾患群を、①慢性関節リウマチ患者群 (RA群)、②乳房切除患者群 (MA群)、③虚血性心疾患患者群 (MI群)、④気管支喘息患者群 (BA群)、⑤ストーマ造設患者群 (OS群)、⑥摂食障害患者群 (ED群)、の6群と決定した。

目標とする標本数は、研究デザインから考えて検出力からは算出せず、経験的な式 [モデル内変数の数 (5) \times 10 \times 1.5] より、各群75例以上とした (Norman, G. R. & Streiner, D. L., 1997)。

3. データ収集

データ収集は、平成7年10月より11月末にかけて実施した。

入院中の患者は症状が落ちつかない急性期にあることが多く、ボディイメージの変動も激しいことが予想されるため、今回の調査の対象からは除外し、外来患者および患者会などの自助グループに所属する患者に調査を依頼した。

調査に際しては、口頭と文書の両方で説明を行い、参加への自由意志を確認し、匿名性を保障するなど、倫理的にもできるだけ配慮を行った。

4. 分析

分析には、統計ソフトSPSS 10.0 JとAmos 4.0 Jとを用いた。

構成概念妥当性の検討に先立ち、対象の基本属性と疾患群ごとの下位尺度の得点傾向を確認した。

続いて、BIATの因子構造を検討するために、「疾患の如何にかかわらず、病気と診断されて医療機関にかかっていたり、過去に臓器摘出術などの大きな手術をした人々は、健康な人よりボディイメージに何らかの変調や混乱をきたしやすい」と仮定し、対象とした6疾患群の全ケースをその意味での同一母集団のデータとみなして、以下のような分析を行った。

第一に、各質問項目（測定項目）の得点の記述統計量を概観し、その平均、分散、尖度などから以後の分析に耐えない項目を削除した上で、残りの項目のデータについて探索的因子分析を行い、暫定因子を探索して、BIATに想定した構成概念との整合性を検討した。

第二に、データに即した因子を潜在変数とした1次因子モデル（モデルA）と、BIATの概念枠組すなわち理論的前提から導いた1次因子モデル（モデルB）の双方にもとづいて確認的因子分析を実施し、その適合度と因子構造を比較した。

第三に、BIATの理論的前提にもとづき、モデルA、Bの各暫定因子の上位に「ボディイメージの混乱状態（以下、「DBI」と略す）」という、より高次の潜在変数を設定し、それぞれの2次因子モデル（モデルC、D）の確認的因子分析を行った。

以上の手順で分析を進め、4つのモデルの因子構造と適合度を比較することによって、BIATの構成概念妥当性について検討し、尺度の洗練を試みた。

III. 結果

1. 対象の属性と下位尺度得点の傾向

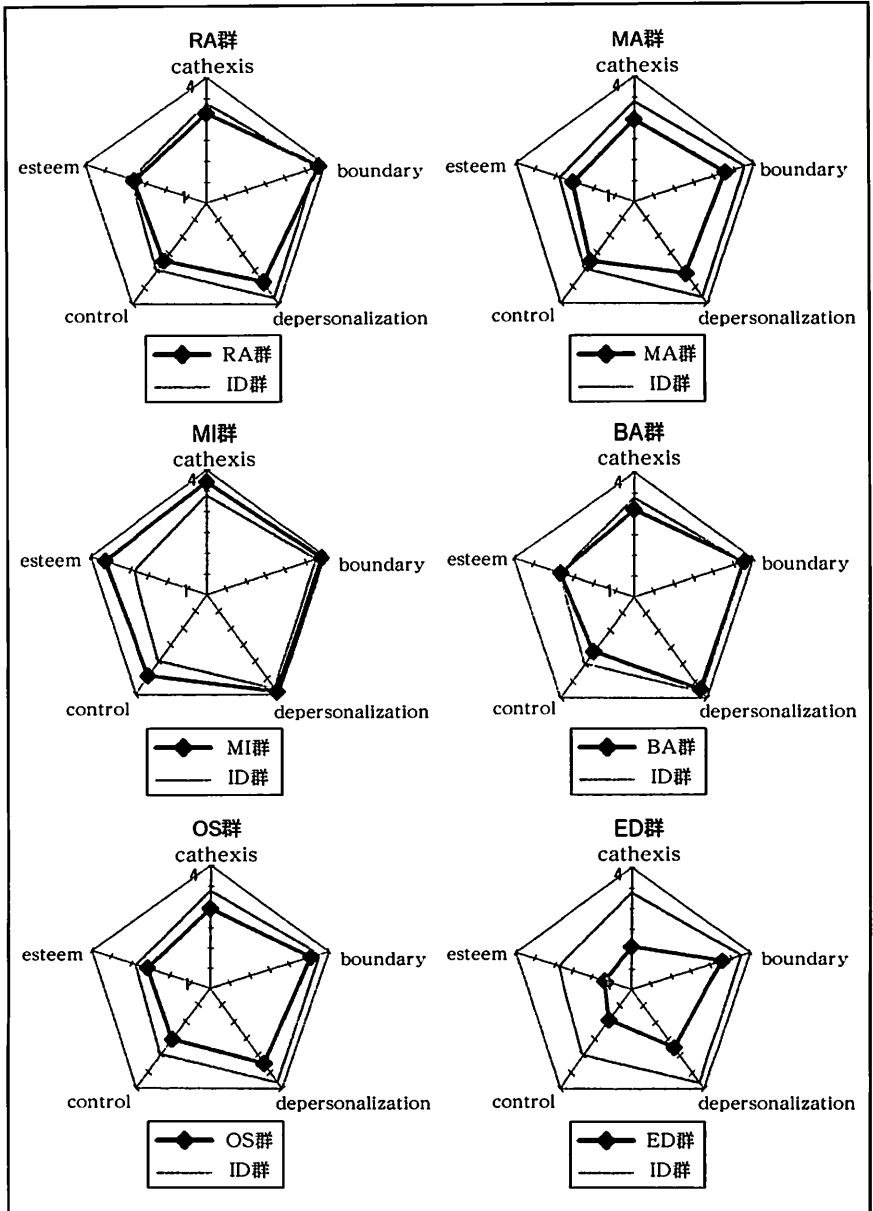
対象の属性には、疾患群の特徴に準じて、男女比や年齢に大きな偏りが見られた (表 1)。

また、下位尺度ごとの得点を結んでレーダーチャートを作成したところ (図 1)、摂食障害患者 (ED) 群は 5 つの下位尺度のすべてにおいて得点が著しく低く、逆に虚血性心疾患患者 (MI) 群は得点が高い傾向にあった。

また、身体疾患群のうち、手術を伴う外科疾患群である乳房切除患者 (MA) 群とストーマ造設患者 (OS) 群は、虚血性心疾患患者 (MI) 群はもとより、内科疾患群である慢性関節リウマチ患者 (RA) 群や気管支喘息患者 (BA) 群に比べて、得点が全般的に低いことが示唆された。

表 1 対象の属性 (疾患群別)

	RA群	MA群	MI群	BA群	OS群	ED群
対象数 (人)	112	123	127	111	121	94
年齢幅 (歳)	19~86	35~68	40~88	22~75	29~81	16~42
標準偏差	15.8	7.5	9.2	12.8	9.4	6.0
平均年齢 (歳)	57.0	50.6	63.7	50.9	65.3	25.7
男性人数 (人/%)	41 (36.6)	0 (0.0)	87 (68.5)	49 (45.0)	71 (58.7)	2 (2.1)
女性人数 (人/%)	71 (63.4)	123 (100.0)	40 (31.5)	60 (55.0)	50 (41.3)	92 (97.9)



*各図には、比較のための目安として、先行研究（藤崎，1996 a）で得られた「一般内科に継続的に通院中の外来患者92名」の得点をID群として併記した。

図1 下位尺度得点のレーダーチャート（疾患群別）

2. 4 因子の1次因子分析

全対象者688名の測定項目の記述統計量より(表2), DBIというBIATの測定ターゲットの特殊性を考慮しても, 平均値が3.5点以上もしくは0.5点以下で, 分散が0.5以下であり, かつ尖度の絶対値が3以上の項目については, その結果を因子分析に用いることは妥当ではないと判断し, Q10, Q11, Q12を以後の分析から除外することとした。

残り24項目を用いて一般化最小2乗法による因子分析を行い, プロマックス回転後に固有値1以上で4因子を抽出した(表3)。

この因子間相関行列にもとづき, 特定の因子への負荷量が0.5以上で, 他の因子に0.3以上の負荷量を持たない項目を選び, 4因子の確認的因子分析を行った(モデルA^{#2}, 図2)。

上記の操作によって残った14項目をBIATの前提と付き合わせてみたところ, 第1因子には「身体コントロール感の混乱」として設定した4項目, 第2因子には「身体の離人化」の3項目, 第3因子には「身体カセクシスの混乱」の4項目, 第4因子には「身体尊重の低下」の3項目が該当した。

上記の操作によって, 「身体境界の混乱」にあらかじめ設定された項目はすべて削除となったが, それ以外の4構成概念については, BIATの前提と矛盾のない構成となった。この結果より, 各因子の名前は, それぞれの構成概念と暫定的に対応させることとし, 第1因子をLBC(「身体コントロール感の低下」に対応), 第2因子をBD(「身体の離人化」に対応), 第3因子をDBC(「身体カセクシスの混乱」に対応), 第4因子をLBE(「身体尊重の低下」に対応)とした。

一方, モデルAの主な適合度指標を見ると, 残差平方平均平方根(RMR)=0.058, 適合度指数(GFI)=0.950, 修正適合度指数(AGFI)=0.926, 平均2乗誤差平方根(RMSEA)=0.059であり, その適合度は十分によいことが確

註2 識別問題への対応として, 観測変数には誤差変数をつけて誤差変数から観測変数へのパス係数を1とし, 各潜在変数の分散をすべて1に固定した(山本 & 小野田, 1999a)。モデルBも同様である。

表2 BIATの5つの構成概念と質問項目、および記述統計量

構成概念	操作概念の定義	No	質問項目	平均値	標準偏差	分散	歪度	尖度
身体カセクシスの混乱 (Cath.) Disturbed Body-Cathexis	身体カセクシスとは、リビドーすなわち心的エネルギーの、身体に対する異常な移動と充当を意味する。心的エネルギーの移動と充当が過剰な場合、身体に対する極端な興味や、関心、意識の集中、過敏性や固執などの症状を示し、過小な場合は、身体に対する無関心、無頓着、忘失などの症状が見られる。	Q 1	まわりの人から、からだのことにに関して少し気にしすぎるといわれる	3.07	.89	.79	-.548	-.675
		Q 2	からだの調子や見た目が気になって、外出するのがおっくうになったり、人前にはできるだけ出たくない	2.82	1.01	1.02	-.239	-1.156
		Q 3	からだの調子や見た目が気になって、仕事や家事や勉強が手につかない	3.10	.97	.95	-.744	-.570
		Q 4	からだの調子や見た目が気になって、趣味や旅行、遊びなどを心から楽しむことができない	2.71	1.03	1.06	-.150	-1.169
		Q 5	からだの調子や見た目が気になって、異性の前に出るとリラックスできない	3.11	.96	.91	-.744	-.531
		Q 6	自分のからだ、またはからだのある部分にさわりたいくない、あるいはさわることができない	3.32	.94	.88	-1.186	.285
		Q 7	他の人の視線が自分のからだに集中しているように感じて、不安になる	3.15	.91	.83	-.693	-.609
身体境界の混乱 (Boun.) Disturbed Body-Boundary	身体境界とは、身体と外界との境界に関する知覚である。身体境界の混乱には、幻影肢や幻肢痛などの「固定された身体境界の知覚」と、身体空間が拡大したり縮小したりする「動的な身体境界の知覚」の2つの側面があるが、いずれも、身体と外界との透過性は亢進する。	Q 8	手や足や乳房など、現実にはあるはずのないからだの部分があるように感じたり、痛みを感じる	3.57	.82	.67	-1.854	2.399
		Q 9	手や足など、からだのある部分の存在を忘れてしまったり、それが存在することに驚いたりする	3.60	.67	.45	-1.604	1.927
		Q 10	自分のからだと外の世界とがはっきりと区別できないと感じる	3.65	.65	.42	-1.945	3.547
		Q 11	自分のからだを、無限に大きくなってしまっているように感じる	3.68	.69	.48	-2.287	4.746
		Q 12	自分のからだを、だんだん小さくなって消えてしまうように感じる	3.67	.70	.49	-2.331	5.035
身体の離人化 (Deper.) Body-Depersonalization	身体の離人化とは、身体あるいは身体の一部が自分のものでないような感じ	Q 13	自分のからだ、またはからだのある部分が自分のものでなくなったように感じる	3.24	.96	.93	-.975	-.258

ボディイメージ・アセスメントツールの開発 (2)

	覚を持ったり、それらが自分らしさを失ってしまい、生き生きとした自己一体性が失われた状態を言う。身体の不随人化は、異物感や身体疎外感を伴う。	Q14	からだの中に、自分とは違う何か(だれか)が存在しているように感じる	3.39	.95	.91	-1.404	.718	
		Q15	自分のからだのどこかが、からだから切り離されたように感じる	3.54	.80	.64	-1.771	2.317	
		Q16	自分のからだやその一部が死んでしまったように感じる	3.36	.95	.89	-1.268	.379	
身体コントロール感の低下 (Cont.) Low Body-Control	身体コントロール感とは、身体の状態を自分でコントロールできているという感覚を言う。不安定な身体症状や機能などのために身体に対するコントロール感が低下すると、身体への信頼感も低下して、逆に自分が身体にコントロールされているように感じるようになる。	Q17	からだの調子によって、気分だけでなく自分の生活や毎日の予定が左右される	2.50	.99	.98	.063	-1.029	
		Q18	からだについて医者などの専門家に相談してもなかなかうまくいかないと思う	2.70	.92	.85	-.234	-.782	
		Q19	からだの調子が少々悪いときがあると、すぐにパニック(どうしてよいかわからないう状態)になる	3.02	.89	.79	-.497	-.648	
		Q20	自分のからだについて、自分でも、いつどこでどんな状態になるかわからず不安である	2.55	.93	.87	-.128	-.843	
		Q21	たとえ今日からだの調子がまあまあ良くて、その状態は長くは続かないと思う	2.73	.93	.86	-.232	-.820	
身体尊重の低下 (Estm.) Low Body-Esteem	身体尊重とは、自分自身の身体に対する価値判断であり、身体を是認し、価値あるもの、尊いもの、冒すべからざるものとして尊重する感覚を言う。身体に関する否定的な経験を何度も繰り返すことによって、身体への自信は失われていき、そのたびに身体についての満足感も低下し、身体尊重が低下する。	Q22	からだの状態や見た目さえ今と違っていいれば、もっとすばらしい人生があるのと思う	2.53	1.04	1.09	-.008	-1.177	
		Q23	自分のからだを恥ずかしいと思う、または、からだの中で恥ずかしいと思う部分がある	2.91	.99	.98	-.409	-.978	
		Q24	自分のからだ全体やどこか特定の部分に対して、人前で引け目を感じる	2.58	1.04	1.08	.000	-1.189	
		Q25	自分のからだ、あるいはからだのどこか特定の部分に比べて、他の人のそれがうらやましくねたましい	2.74	.99	.97	-.121	-1.112	
		Q26	自分のからだやその一部のことを考えると、ついつい気持ちが暗くなる	2.57	1.04	1.08	-.097	-1.161	
		Q27	からだのことについて人から意見されたり口出しされると、イライラした気分になる	3.00	.93	.87	-.560	-.652	

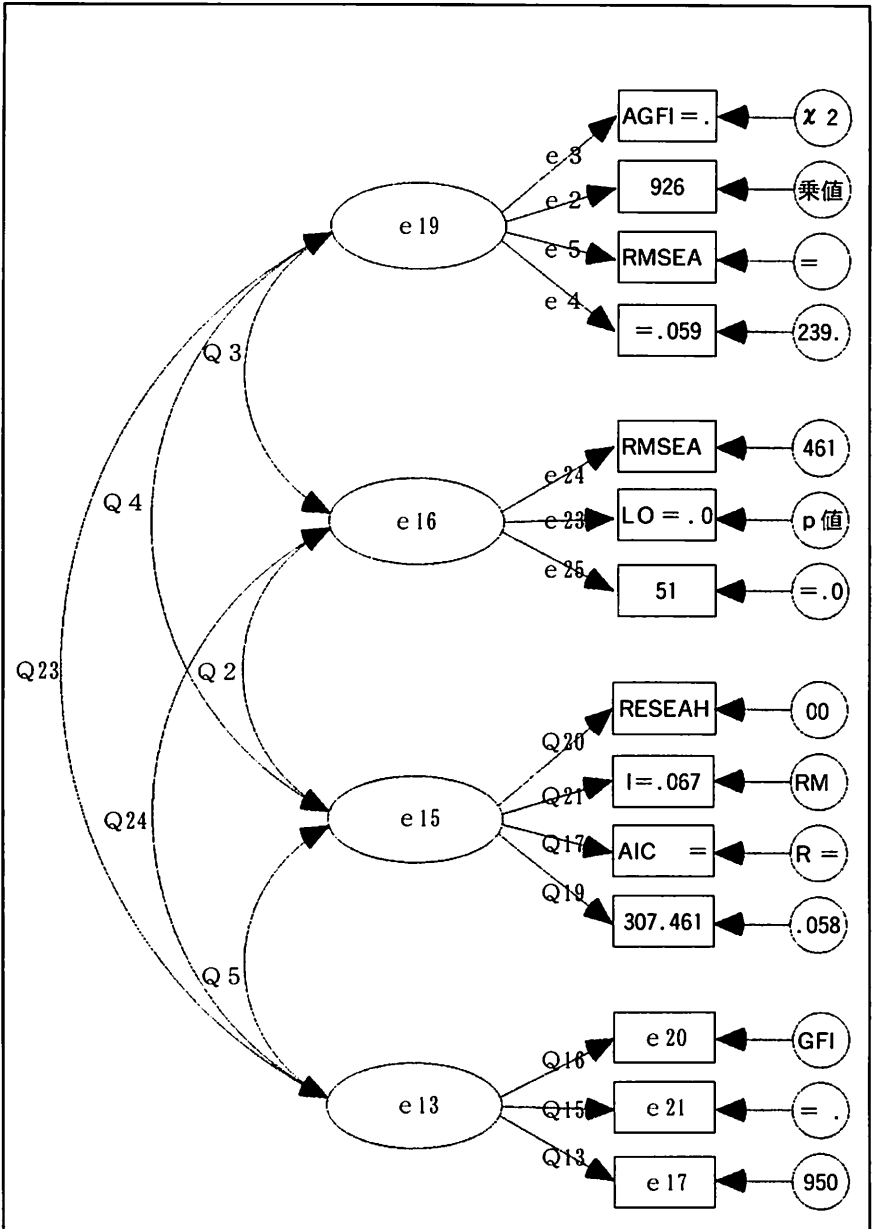
表 3 4 因子の探索的因子分析

項目	もとの区分	因子			
		1	2	3	4
Q20	Cont.	.880			
Q21	Cont.	.842			
Q17	Cont.	.697			
Q19	Cont.	.643			
Q18	Cont.	.455			
Q26	Estm.	.305			
Q16	Dper.		.887		
Q15	Dper.		.841		
Q13	Dper.		.706		
Q14	Dper.		.615	.323	
Q 8	Boun.		.550		4.00
Q 6	Cath.		.433		
Q 3	Cath.			.922	
Q 2	Cath.			.832	
Q 5	Cath.			.807	
Q 4	Cath.			.643	
Q 1	Cath.			.481	
Q 7	Cath.			.453	.347
Q24	Estm.				.777
Q23	Estm.				.771
Q25	Estm.				.549
Q 9	Boun.		.367		.377
Q27	Estm.				.348
Q22	Estm.	.316			.334
固有値		11.356	2.072	1.188	1.054
寄与率 (%)		47.315	8.633	4.948	4.390
累積寄与率 (%)		47.315	55.974	60.896	65.287
因子間 相関	第1因子	1.000			
	第2因子	.469	1.000		
	第3因子	.709	.589	1.000	
	第4因子	.646	.554	.748	1.000

一般化最小2乗法で4因子を抽出

Kaiserの正規化を伴うプロマックス法にて回転

因子負荷量の絶対値が0.3以上についてのみ記載した



(標準化推定値；すべてのパス係数の有意確率 $p = .000$)

図2 4因子の確認的因子分析（モデルA）

認された^{註3}。

なお、潜在変数である各因子から観測変数への影響指数はいずれも0.72以上であり（ $p=.000$ ），構成概念と測定概念とは適切に対応していた。

また、希薄化の修正（藤山，2000）後の4因子間の相関係数を見ると，0.81から0.54までの値で「強い～中程度」の相関を示し（ $p=.000$ ），全体のまとまりもよいことが確認された。

3. 5因子の1次因子分析

次に、固有値1以上という統計的慣例から因子を決定した上記の方法では「身体境界の混乱」に対応する因子が抽出されず，もともとの概念上の理論的前提と一部整合しないため，同じ手順で1因子増やした5因子モデルを想定し，あらたに因子パターンを探索した（表4）。

同様の基準で項目の選定を行ったところ，第5因子に「身体境界の混乱」として想定したQ8とQ9が残り，他の因子と構成概念との対応も，当初の理論的前提との整合性という点で改善が見られた。

さらに確認的因子分析を行ってみると， $RMR=0.060$ ， $GFI=0.933$ ， $AGFI=0.906$ ， $RMSEA=0.061$ と，適合度のよい5因子の1次モデルが示された（モデルB^{註4}，図3）。潜在変数から観測変数への影響指数を見ても，Q9が0.59と他と比べてやや低かったが，それ以外はすべて0.71以上と全般に高値であり（ $p=.000$ ），測定項目と構成概念とは適切に対応した。

しかし，因子間の相関係数を見ると，第5因子のDBBと他因子との相関だけが，有意ではあるものの相対的に低く，また，複数のモデルを比較する際の指標となる赤池情報量基準（AIC）の数値もモデルAと比べるとかなり悪くなった。よって，BIATに5因子構造を想定することは無理ではないとしても，4因子構造を棄却して5因子構造を採択するべき根拠は示されていないと判断した。

註3 ここでは標本数が大きいことを考慮して，適合度指標の基準としては χ^2 検定による結果を採用しなかった（豊田，1998；山本 & 小野田，1999b）。

註4 先と同様に，第1因子をLBC，第2因子をLBE，第3因子をBD，第4因子をDBC，第5因子をDBB（「身体境界の混乱」と対応）とした。

表4 5因子の探索的因子分析

項目	もとの区分	因子				
		1	2	3	4	5
Q20	Cont.	.860				
Q21	Cont.	.779				
Q19	Cont.	.754				
Q17	Cont.	.614				
Q18	Cont.	.381				
Q24	Estm.		.990			
Q23	Estm.		.848			
Q25	Estm.		.708			
Q22	Estm.		.517			
Q26	Estm.		.380			
Q27	Estm.		.347			
Q16	Dper.			.990		
Q15	Dper.			.776		
Q13	Dper.			.734		
Q14	Dper.			.610	.303	
Q3	Cath.				.936	
Q5	Cath.				.744	
Q2	Cath.				.727	
Q4	Cath.				.542	
Q1	Cath.				.493	
Q7	Cath.		.393		.406	
Q8	Boun.					.631
Q9	Boun.					.593
Q6	Cath.				.302	.312
固有値		11.356	2.072	1.188	1.054	.872
寄与率 (%)		47.315	8.633	4.948	4.391	3.634
累積寄与率 (%)		47.315	55.947	60.896	65.287	68.921
因子間相関	第1因子	1.000				
	第2因子	.679	1.000			
	第3因子	.517	.636	1.000		
	第4因子	.692	.794	.667	1.000	
	第5因子	8.25E-02	.280	.390	.295	1.000

一般化最小2乗法で5因子を抽出

Kaiserの正規化を伴うプロマックス法にて回転

因子負荷量の絶対値が0.3以上についてのみ記載した

χ^2 乗値 = 390.807

p 値 = .000

RMR = .060

GFI = .933

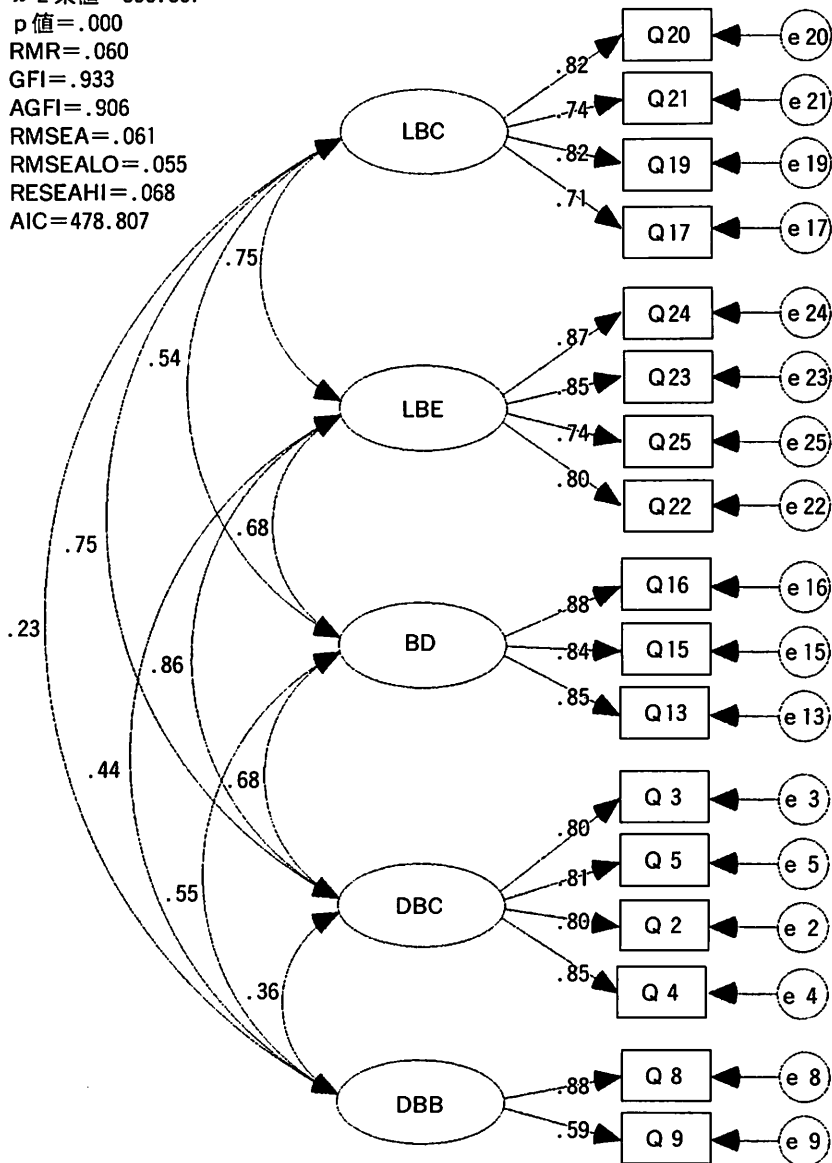
AGFI = .906

RMSEA = .061

RMSEALO = .055

RESEHI = .068

AIC = 478.807



(標準化推定値；すべてのパス係数の有意確率 $p = .000$)

図3 5因子の確認的因子分析 (モデルB)

4. 2次（高次）因子分析

一方、BIATの理論的前提では、5つの構成概念は、「ポディイメージの混乱状態」の下位概念として想定したものであった。構造方程式モデリングを用いれば、もともとの前提により近いモデルである2次の因子分析が可能である（豊田，2000）。ここでは、モデルAとBのそれぞれについて、各暫定因子の上位に、より高次の潜在変数DBIを設定し、再び確認的因子分析を行った（図4，5）。

4因子の2次因子分析では（モデルC^{注5}）、RMR=0.058，GFI=0.950，AGFI=0.927，RMSEA=0.058，AIC=306.721と、適合度の面ではモデルAに全く遜色のないものとなった。

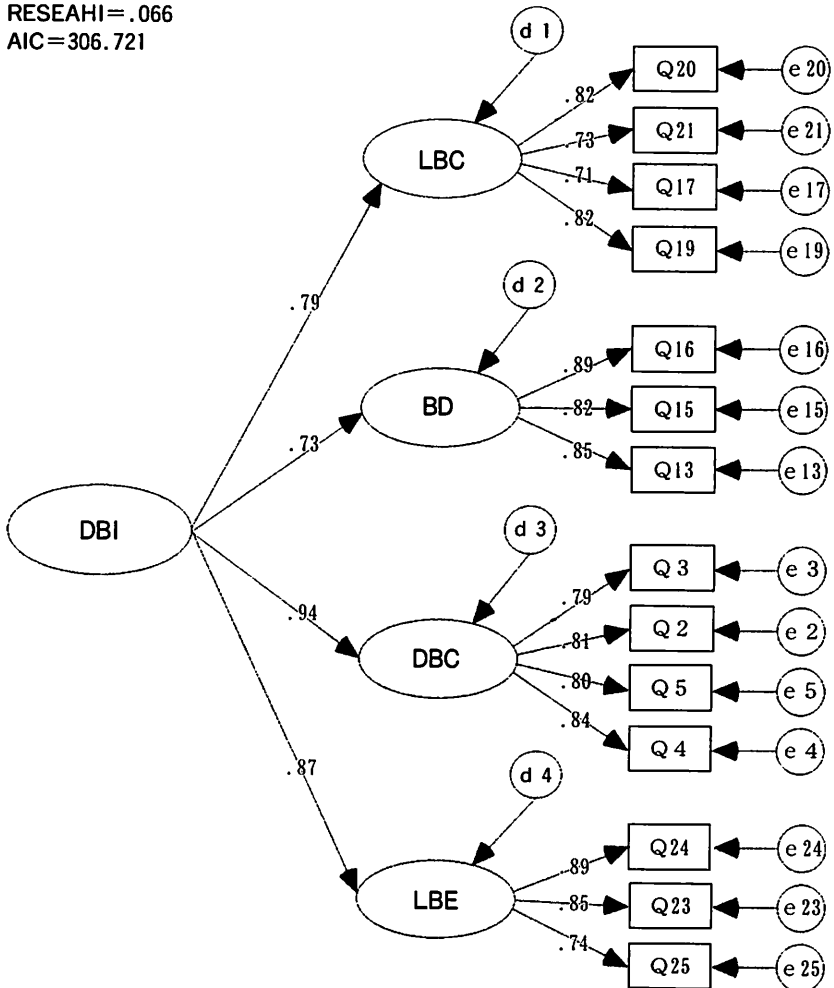
また、DBIから4因子へのパス係数を見ると、LBCやBDに比べてDBCとLBEがやや高い値となっていた。このことは、病気や医療処置による身体の否定的な変化に起因するDBIは、全般的に、身体への関心や執着の高まりというDBCや、あるいは身体に対する満足感や自信の低下というLBEの症状として発現されやすいとする概念的な仮説（藤崎，1996a）を支持するものであった。

一方、5因子の2次因子分析モデル（モデルD）の場合、RMR=0.069，GFI=0.922，AGFI=0.896，RMSEA=0.066と、適合度指標としては是認できる範囲であり、理論上は想定したBIATの概念枠組により近いものであったが、AICの値が532.401と格段に高値となり、他のモデルとの比較において、このモデルの妥当性は低いと判断された。

また、パス係数の点でも、DBIからDBBへのパス係数だけが0.52と顕著に低く、DBBを加えることで、DBIの尺度としてはまとまりが悪くなった。4因子モデルに使用した14項目と5因子モデルに使用した17項目のそれぞれの信

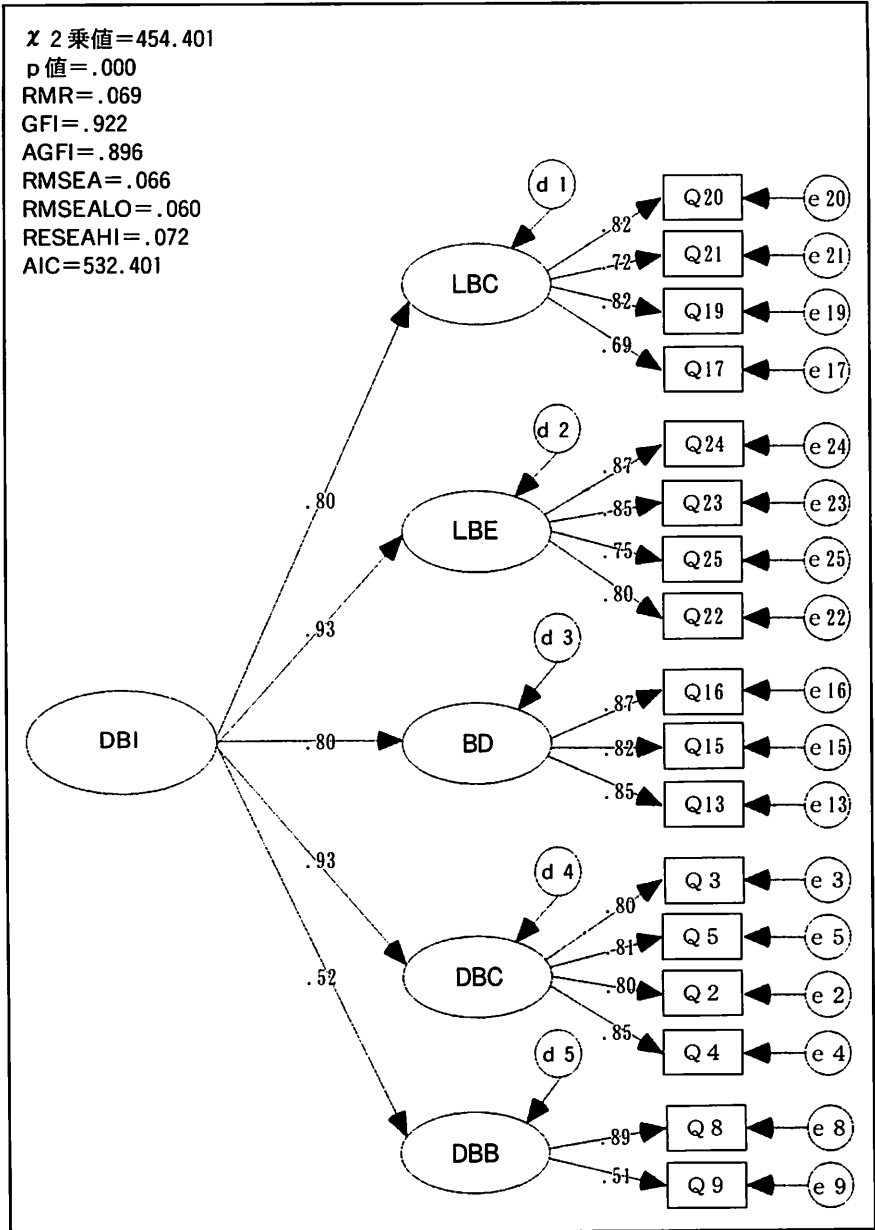
注5 識別問題をクリアするための操作として、潜在変数のうち、外生変数から内生変数へのパス係数の1つを1とし、各内生変数から観測変数へのパス係数の1つを1とした。また、内生変数である潜在変数には攪乱変数をつけ、攪乱変数から潜在変数へのパス係数を1とした。さらに、内生変数である観測変数には誤差変数をつけ、誤差変数から観測変数へのパス係数をすべて1とした（山本 & 小野田，1999a）。モデルDも同様。

χ^2 乗値=242.721
 p 値=.000
 RMR=.058
 GFI=.950
 AGFI=.927
 RMSEA=.058
 RMSEALO=.050
 RESEAH1=.066
 AIC=306.721



(標準化推定値；すべてのパス係数の有意確率 $p = .000$)

図4 4因子の2次因子分析(モデルC)



(標準化推定値; すべてのパス係数の有意確率 $p = .000$)

図5 5因子の2次因子分析 (モデルD)

信頼性係数はいずれもCronbach's $\alpha = 0.93$ とまずまずの数字ではあったが、探索的因子分析によるDBBの固有値は1未満であり、DBBをDBIの構成概念として位置づけることを妥当とする根拠は見出せなかった。

IV. 考察

データの分析から固有値1以上という統計的基準で選ばれた4因子モデルと、よりBIATの理論的前提に近い5因子モデルとを比較した結果、モデルが1次構造か2次構造かにかかわらず、5因子モデルに比べて4因子モデルのほうがその適合度はよく、全体における因子構造のバランスもよかった。

これら4因子と各測定項目の関係、そしてモデル内の因子構造を検討すると、もともとのBIATの概念枠組に抵触するものはなく、DBIの構成概念として、「身体コントロール感の低下」「身体の離人化」「身体カセクシスの混乱」「身体尊重の低下」の4概念は妥当性を有していることが確認された。

一方、4因子の1次モデルと2次モデルの適合度はほとんど変わらず、このことは、構成概念を4つに絞れば、その高次にDBIを想定することは可能であるということを示唆するものと解釈された。2次因子モデルでは、DBIから4因子へのパス係数もすべて0.73以上と高値で、バランスもまずまずであり、構成概念を4つにし、質問項目を限定すれば、BIATはDBIの尺度として一元性をそなえたものとみなすことが可能であった。

しかし、他の4概念とは裏腹に、「身体境界の混乱」に関しては、DBIの構成概念としての妥当性が明確には示されず、この下位尺度を削除したほうが、尺度としてのBIATは改善されるという結果となった。

その理由の一つには、「身体境界の混乱」が限られた状況の中で起こる特異な現象であり、対象者にそのような症状を自覚する者がごくわずかしかなかったことが大きく関与していると考えられる。これは、データ上の分散や尖度の値の低さから、このカテゴリーに想定した5つの測定項目のうち3つが、探索的因子分析前の段階ですでに分析の対象外となってしまったことによっても裏

付けられる。

確かに「身体境界の混乱」は、四肢切断や乳房切除、あるいは分裂病などといった、ある意味限局した状況の中で問題となる概念であり（Gorman, W., 1969）、DBI全体の中でこの概念の占める比重が小さいために尺度としてのBIATの特異性を低下させるので削除したほうがよいということは納得できる結果ではあるが、その一方で、「身体境界の混乱」は、長い間ボディイメージに関する重要なテーマとして扱われてきたことも事実であり（秋山, 1987；藤崎, 1996 b）、DBBを含んだ5因子モデルも統計的には十分に是認できるレベルであったのも事実である。また、数は少ないにせよ、幻肢痛や幻影肢、幻影乳房、身体境界の拡大・縮小や透過性亢進といった症状は、「ボディイメージの混乱状態」をアセスメントする上で、臨床上見落とすことの出来ない重要なアセスメント項目でもある。今後は、健康な集団での得点の分布や、明らかにDBIを持つ集団との弁別性の分析を通じて、この下位尺度が必要なのか不要なのかの検討を進める必要があるだろう。

V. 結論

DBIをきたす可能性の高い疾患群の患者を対象にBIATを試し、記述統計量や探索的因子分析の結果から質問項目の絞り込みを行って、確認的因子分析によりBIATの構成概念妥当性の検討を行った。

その結果、BIATは、もともとの前提として想定された構成概念のうち、「身体コントロール感の低下」「身体の離人化」「身体カセクシスの混乱」「身体尊重の低下」の4つを測定することができ、その全体で「ボディイメージの混乱状態」を測る測定用具として一定の妥当性を有していることが示された。一方で、「身体境界の混乱」は、尺度としてのBIATからは削除したほうがよいことがわかった。

今後は、別集団での感度と特異度の分析を通じて、本研究の結果を確認・追試していく必要があると思われる。

(本稿は、平成7年度北里大学大学院看護学研究科における修士号の学位論文に提出したデータの一部を抜粋し、分析の見直しを行ったものである)

文献

- 1) Darling-Fisher, C. S. (1985) : Impairment of body image. IN, Jacobs, M. (ed.), Signs and Symptoms in Nursing. J. B. Lippincott Co., pp.74-102.
- 2) Gorman, W. (1969) : Body image and the image of the Brain; 村山久美子訳 (1981) : ボディ・イメージ. 誠信書房, pp.95-110.
- 3) Lacey, J. H. and Birtchnell, S. A. (1986) : Body image and its disturbances. Journal of Psychosomatic Research, 30 (6), 623-631.
- 4) Mishel, M. H. (1998) : Methodological studies : instrument development : IN, Brink, P. J. and Wood, M. J. (ed.), Advanced Design in Nursing Research 2nd ed.. Sage Publication, Inc., pp.235-282.
- 5) Norman, G. R. and Streiner, D. L. (1997) : PDQ Statistics 2nd ed. ; 中野正孝, 本多正幸他訳 (1999) : 早わかり統計学. 医学書院 MYW, pp.35-39.
- 6) 今在慶一郎, 大淵憲一 (1998) : 質問紙調査法. IN, 高橋順一, 渡辺丈夫, 大淵憲一編, 人間科学研究ハンドブック, pp.149-169.
- 7) 秋山俊夫 (1987) : 身体心像研究の展望. In 稲永和豊監修, 身体心理学 身体のイメージとその現象. 星和書店, pp.280-292.
- 8) 藤崎郁 (1996 a) : ボディ・イメージ・アセスメント・ツールの開発. 日本保健医療行動科学学会年報, 11, 178-199.
- 9) 藤崎郁 (1996 b) : 臨床研究におけるボディ・イメージ概念の成り立ちに関する歴史的研究. 看護研究, 29 (2), 57-68.
- 10) 藤崎郁 (1997) : ボディイメージの障害をもつ患者のアセスメントー「ボディイメージ・アセスメントツール」を用いて. 看護技術, 43 (1), 19-26.
- 11) 藤山博英 (2000) : 共分散構造分析の適用. 日本保健医療行動科学学会年報, 15, 95-104.
- 12) 豊田秀樹 (1998) : 共分散構造分析 [入門編]. 朝倉書店, pp.170-188.
- 13) 豊田秀樹 (2000) : 共分散構造分析 [応用編]. 朝倉書店, pp.30-32.
- 14) 山本嘉一郎 & 小野田孝義 (1999 a) : Amosによる共分散構造分析と解析事例. ナカニシヤ出版, pp.16.
- 15) 山本嘉一郎 & 小野田孝義 (1999 b) : 前掲書. pp.36-42.