文京学院大学人間学部研究紀要 Vol. 17, p. 107 ～ 118, 2016. 3

中学生における性役割パーソナリティおよび自己の身体イメージと学校不適応傾向との関連

山田　一那*・加曽利　岳美**

This research investigated the association between sex-role personality, self-body image, and school maladjustment, as well as the sex differences among them. One hundred and thirty three junior high school students answered a questionnaire containing "The scale of Japanese edition of BSRI: Bem Sex-Role Index（Adachi et al., 1985）," "J-BICI: Japan-Body Image Concern Index（Tanaka et al., 2011）," and "the scale of school maladjustment tendencies（Sakai et al., 2002）." The results were as follows. 1）Correlation analysis found negative correlations between all subscales of J-BICI and isolated tendency of school maladjustment. It also found positive correlations between femininity of the BSRI scale and isolated tendency, antisocial tendency of maladjustment tendencies. 2）Chi-square tests revealed that there were more Androgynous sex-role personalities in both male and female students and that Sex types and Cross-sex types were fewest in male students, while Cross-sex types and undifferentiated types were fewest in female students. 3）There were no differences in J-BICI scores and school maladjustment tendencies for the types of sex-role personalities.

Key Words：sex-role personality, body image, school maladjustment

1．問題と目的

近年，男女平等志向の流れから，男女雇用機会均等法や男女共同参画社会基本法の制定によって，「男女共同参画社会の実現を目指して文部科学省を中心に男女平等教育が行われてきている（文部科学省，2007）」．このような中で，従来の「男らしさ」「女らしさ」といった，伝統的な性役割感は，希薄になりつつある．

「性役割」とは，「社会・文化ごとに一般社会から男性・女性が期待され，求められる言動，態度，パーソナリティ（人格特性）（間宮，1980）」である．東・小倉（1984）は，性役割観や性役割態度は，「ステレオタイプ的で男性優位な伝統的性役割と，それとは反対の平等的性役割がある」とし，「基本的に女性より男性は性役割観は伝統的性役割観が高く，年齢を経るにつれて男女とも伝統的性役割観が高まる」と述べている．また，東・小倉（1987）は，「性役割パーソナリティ」という概念について説明し，「個人が男らしい，女らしいというイメージを幼児期のころから，知らず知らずに自我像の一部として取り入れ，それを自分の性別や自分が期待される人物像に適合するように変容させ，特性として保持しているもの」としている．また，今日では，社会的心理的性としての「ジェンダー」という概念が使われることが多くなってきている（東・小倉，1984 参照）．この

＊大学院人間学研究科
＊＊人間学部心理学科

ように，外的な基準として男女の平等な性役割は期待されてきているものの，個々人の持つ内的な性役割には，性差や年齢による違いがあることが推測される．特に，「性役割パーソナリティ」という内面的な特質を，思春期にある中学生がどのように保持し学校生活を送っているのか，また，性差はあるのかといった研究については，十分ではない．

従来，思春期の「性役割」については，柏木（1972）が，「第二次性徴期を含む思春期は性役割を識別的に捉えるようになり，特に性による役割期待の差異を強く意識し，女子はこの時，自己と期待のずれが最も大きくなる」と述べている．また，伊藤（2000）は，「青年期前期（思春期）に，急激な身体発達と性的成熟を契機に自己像が不安定になり，『性役割パーソナリティ』の一つであるジェンダー・アイデンティティにも危機が訪れる」と述べている．後藤・廣岡（2003）は，「性役割の獲得が大きな課題となるのは青年期」であるとし，「青年期は『男性である自分』『女性である自分』という認知を持ち，それに加えて社会的な価値観を取り込みながら，いかに自己実現していくことが課題でもある」と述べている．さらに，間宮（1980）は，「能力が男性の方が勝るという伝統的な性役割観は中学 2 年生の段階で形成される」と述べている．これらの知見から，思春期は自分なりの性役割を意識し，性役割パーソナリティを形成する時期と言える．本研究は，中学生の性役割パーソナリティに焦点を当て，学校不適応傾向との関連性や性差について検討することを目的とするものである．

ところで，思春期の性役割や学校不適応に関わる要因として，文部科学省（2011）は，「身体イメージ」を挙げている．すなわち，「性役割の発達や身体イメージの評価低下から抑うつ傾向になり，不登校や引きこもり，非行などの学校不適応症状を呈すこともある（文部科学省，2011）」と述べている．また，平成 22 年度の「生徒指導提要（文部科学省，2011）」では，「第二次性徴期の身体変化に伴い，変化との葛藤を経て，容姿に関する自己概念の重要な要素となるとされるものの，こうした身体変化は身体像の自己評価の低下を生み，そこから抑うつ傾向に陥ることもある」との指摘もある．最近，思春期の深刻化する孤立傾向や反社会的傾向については多く研究されているが（例えば，酒井ら，2002; 加曽利，2005），学校不適応を「身体イメージ」や「性役割」との関連から検討したものは少ない．

さて，Schilder（1935）によれば，「身体イメージ（body image）」とは，「個々人が各々について持っている身体の空間像」のことである．Cash & Pruzinsky（2002）は，「身体イメージは自分の身体の形態に対する個人的な体験に関するものであり，身体の知覚，信念，思考，感情などが含まれる（鍋田，2011 訳）」と述べている．Littleton et al.（2005）は，身体イメージの下位概念として，「認知的側面，感情的側面，行動的側面などから構成される多面的な概念である『body dysmorphic concern（以下，身体醜形懸念と略記）』」を挙げている．そして，Littleton et al.（2005）は，身体醜形懸念とは，「自分自身への否定的な自己の身体・容姿の主観的イメージ自体や，その否定的な身体イメージによって問題が起こるはずだと考え，それに対して何か対策をしなくてはいけないとし，自らの身体醜形への態度や社会における対処行動を考えること」と述べている（田中・有村・田山，2011 訳）．田中（2012）は，「身体変化による自己概念の形成や自己評価の低下によって生じる身体醜形懸念は，身体醜形障害や摂食障害といった精神疾患に連続的に繋がる危険性もある」と述べている．また，鍋田（2011）は，「容姿へのこだわりは強いものの，それ自体を悩みだと認識せずに，ダイエットやエステ，美容整形に励む『隠れ身体醜形障害』という人が多い」と述べている．Carroll et al.（2002）は，身体醜形障害の平均発症年齢が男性 16.3 歳，女性が 16.9 歳であることを報告し，鍋田（2011）が，身体醜形障害は思春期の発症が多く，発症が一番多い時期は 15 ～ 19 歳であると報告している．これらのことから，「身体イメージ」に関連する問題は，思春期に生じやすいことが推察される．

身体イメージの性差については，Posch（1999）が「女性の方が男性に比べて身体的な魅力を重視し，それによって自己の容姿の評価も女性の方

が低くなっている」と述べ，「女性は身体的な美しさをより高めることで男性を選ぶ側になろうとし，さらに美への努力を強める（渡辺，2003 訳）」可能性を示唆している．このことから，「性役割パーソナリティ」の在り方によって自己の「身体イメージ」が異なること，また，そこには性差が存在することが推測される．

皆川（1987）は，「思春期は性別同一性（男性性，女性性）の形成が発達課題となり，発達の過程で，万能感が高まり，自己を過小評価する傾向が増す」と述べている．他方で，「こうした発達は正常であり，男子は自分の持つ女性性を恋愛対象に投影し，女子は自分の持つ男性性を恋愛対象に投影するなどして，発達課題である性別同一性を形成していく」としている．ここで，皆川（1987）の言う「性別同一性」は「性役割パーソナリティ」とほぼ同概念であると考えられるため，この考えを敷衍するならば，「性役割パーソナリティ」の在り方が，自己評価の一部でもある「身体イメージ」にも関連する可能性が考えられる．このような，身体イメージのネガティブな側面としての「身体醜形懸念」は，中学生の学校不適応にも関連する可能性が考えられるが，現在，その研究は十分ではない．そこで，本研究では，中学生の「性役割パーソナリティ」および，身体イメージと学校不適応との関連性を明らかにし，それらにおける性差について検討することとする．

さて，「性役割パーソナリティ」は，従来，男性性と女性性とを一次元的な配置で捉えることが多かった．それに対し，Bem（1974）は，男性性と女性性を独立した次元で捉え，二次元的な視点から「性役割パーソナリティ」を捉えた．そして，性役割を測定する尺度である BSRI（Bem Sex-Role Index：性役割尺度）を開発し，「性役割パーソナリティ」を 4 つのタイプに分類した．すなわち，1）アンドロジニータイプ（男性性・女性性得点共に高い），2）セックスタイプ（男性ならば男性性得点が高く，女性性得点は低い．女性ならば男性性得点が低く，女性性得点が高い），3）クロスセックスタイプ（男性ならば男性性得点が低く，女性性得点が高い．女性ならば男性性得点が高く，女性性得点が低い），4）未分化タイプ（男性性・女性性得点共に低い）の 4 つのタイプに分類した．本研究では，Bem（1974）の方法により，中学生の性役割パーソナリティのタイプを捉えることとする．

以上により，本研究では，以下の 2 つを目的とする．第一に，中学生における「性役割パーソナリティ」のタイプと「身体イメージ」および「学校不適応傾向」との関連を明らかにすること．第二に，それらの関連性に見られる性差を明らかにすることである．

2．方法

1）調査対象者

調査の協力を依頼した首都圏のＡ市および，Ｂ市における 10 校の公立中学校のうち，協力が得られたＣ中学校の 3 年生合計 133 名であった．そのうち，男子は 66 名，女子は 67 名であり，平均年齢は 14.50 歳（*SD* = .50 歳）であった．

2）使用尺度

以下の尺度を使用した．

①性役割パーソナリティ」を測定するための「BSRI 日本語版（Bem Sex-Role Index 日本語版）」（安達ら，1985）．回答は，「決して当てはまらない（1）」から「かなり当てはまる（7）」までの 7 件法で求めた．

②身体イメージ」を測定するための「J-BICI（Japan-Body Image Concern Index:（田中ら，2011）」．回答は，「全くない（1）」から「いつもそうだ（5）」までの 5 件法で求めた．

③学校での不適応傾向を測定ためのする「学校不適応傾向尺度」（酒井ら，2002）．回答は，「はい（1）」から「いいえ（4）」までの 4 件法で求めた．

尺度の作成にあたり，指導教員および，筆者を含む臨床心理学を専攻する大学院生 2 名が中学生の回答のし易さを検討し，難解な語句については括弧内に語句の説明を記載した．

3）調査時期

調査時期は，2014 年 9 月下旬であった．

４）調査方法

質問紙の配布は，3 年生の担任教諭を通じて行い，2 日後に，封書に入れた回答を筆者が回収した．

3. 結果

１）各尺度の尺度構成

①「BSRI 日本語版」の尺度構成

因子構造を確認するために因子分析（最尤法，プロマックス回転）を行った．因子負荷量が絶対値 .35 以上に満たない項目，複数の因子で因子負荷量が .35 以上を示した項目を削除し，再度因子分析を行った．その結果，“明るい”と“ちゃめっけがある”が先行研究（安達ら，1985）とは異なり男性性因子に強く寄与する結果となった．因子の命名は，安達ら（1985）に基づき，第 1 因子を「男性性」，第 2 因子を「女性性」とした（表 1）．なお，表の「因子の平均値」とは，各因子ごとに得点を加算したものを項目数で除した平均値，*SD* である．

②「J-BICI」の尺度構成

因子構造を確認するために因子分析（最尤法，プロマックス回転）を行った．因子負荷量が絶対値 .35 以上に満たない項目，複数の因子で因子負荷量が .35 以上を示した項目を削除し，再度因子分析を行った．その結果，田中ら（2011）と同様の因子構造が確認された．因子の命名は，田中ら（2011）に基づき，第 1 因子を「容姿への否定的評価」，第 2 因子を「容姿の問題からの回避行動」，第 3 因子を「容姿の問題に対する安全確保行動」とした（表 2）．

③「学校不適応傾向尺度」の尺度構成

因子構造を確認するために因子分析（最尤法，プロマックス回転）を行った．因子負荷量（その質問項目が因子を説明している強さ）が絶対値 .35 以上に満たない項目，複数の因子で因子負荷量が .35 以上を示した項目を削除し，再度因子分析を行った．その結果，酒井ら（2002）と同様の因子構造が確認された．因子の命名は，酒井ら（2002）に基づき，第 1 因子を「孤立傾向」，第 2 因子を「反社会的傾向」とした（表 3）．

「J-BICI」および，「学校不適応傾向尺度」については，先行研究（田中ら，2011；酒井ら，2002）とほぼ同様の構成結果となった．他方，「BSRI 日本語版」は，先行研究（安達ら，1985）では，「明るい」「ちゃめっけがある」が「女性性」因子に属していたが，本研究では「男性性」因子に属していた．このことは，先行研究が行われた 30 年前に比べ「男性性」の性役割が，より明るく外向的ものへと変化してきている可能性を示唆するものと考えられる．

２）各尺度の基本統計量

各尺度および，各下位尺度の基本統計量を表 4 に示す．なお，分析の際，欠損値があるものは全て分析の対象から除外した．

３）性役割パーソナリティのタイプ分類

Bem（1974）に基づき安達ら（1985）が作成した手続きに準拠し分類した（表 5 参照）．まず，調査協力者ごとに「BSRI 日本語版」の「男性性」因子と「女性性」因子それぞれについて合計点を算出し，それぞれ，「男性性得点」「女性性得点」とした．次に，全調査対象者の得点分布から中央値（「男性性」得点：76 点，「女性性」得点：61 点）を求め，それを基準に各因子について高低群を選定した．中央値は，「男性性」得点が「女性性」得点より 5 点高かった．このことは，本研究における調査対象者が，全体として「男性性」の傾向が高かったことを示している．

４）各尺度の因子間相関

性役割パーソナリティ（BSRI），身体イメージ（J-BICI），および，学校不適応傾向の関連性を検討するため，因子間の Pearson の積率相関係数を算出した（表 6）．その結果，J-BICI の全ての因子と「学校不適応傾向尺度」の「孤立傾向」の間に 1％ないし，0.1％水準で有意な負の相関が認められた．このことは，身体イメージの低さが対人関係の回避傾向に関連し，学校における孤独傾向に影響する可能性を示唆するものと考えられる．また，「BSRI 日本語版」の「女性性」と「学校

表 1　BSRI 日本語版の因子分析結果（最尤法，プロマックス回転）

質問項目		第 1 因子	第 2 因子
＜ 1. 男性性（α = .94）＞			
35.　行動力がある		.91	− .20
26.　積極的だ		.86	− .13
9.　自己主張が出来る		.83	− .20
31.　明確な態度がとれる		.82	− .01
33.　統率力がある		.79	− .04
36.　意志が強い		.76	− .05
17.　勇敢だ		.73	.05
37.　判断力がある		.71	.04
16.　力強い		.68	− .05
6.　たくましい		.64	.07
14.　明るい		.57	.07
27.　男らしい		.56	− .05
3.　信念がある		.56	.16
1.　決断力がある		.55	.04
5.　独立心がある		.54	− .07
7.　指導力がある		.53	.27
4.　精神的に強い		.52	.03
39.　やる気がある		.51	.28
13.　自立している		.47	.18
34.　ちゃめっけがある		.38	.06
＜ 2. 女性性（α = .90）＞			
12.　謙虚だ		− .22	.85
15.　慎み深い		− .20	.81
18.　人に気をつかう		.01	.73
29.　おしとやかだ		− .02	.73
11.　人に尽くす		− .06	.72
22.　思いやりがある		.16	.65
20.　もの静かだ		− .25	.62
25.　親切だ		.10	.61
28.　従順だ		.17	.60
30.　優しい		.24	.58
2.　あたたかい		.07	.57
32.　素直だ		.26	.46
40.　純粋だ		.01	.43
21.　愛嬌がある		.25	.39
24.　繊細だ		.03	.38
因子間相関	1		
	2	.48	
因子の平均値（***SD***）		3.53（ .95）	5.27（1.17）

削除した項目：8. 母性がある 10. 女らしい 19. 冒険心がある 23. 子どもを可愛がる 38. 頼りがいがある

表２　J-BICI の因子分析結果（最尤法，プロマックス回転）

質問項目	第１因子	第２因子	第３因子
＜ 1. 容姿への否定的評価（α ＝ .84）＞			
1.　自分の容姿に不満なところがある	.89	−.06	−.16
13.　自分の容姿には極端に魅力に欠けるところがあると思う	.78	−.01	.01
9.　自分の体で恥ずかしいと思う部分がある	.72	−.04	.17
7.　他の人が自分の容姿を悪く言っているように思う	.63	.20	−.17
6.　自分よりも他の人の方が身体的に魅力があると思う	.53	−.04	.05
16.　自分の容姿で変えたいところがある	.52	.03	.23
3.　自分の容姿の欠点をごまかそうとする	.39	.18	.11
＜ 2. 容姿の問題からの回避行動（α ＝ .84）＞			
14.　自分の容姿が原因で社会活動（人と関わる行動）に参加しなかったことがある	.03	1.04	−.22
15.　自分の容姿に満足いかない時には社会活動には参加したくない	.07	.75	.02
19.　自分の容姿が原因で外出するのをためらったことがある	.01	.72	.13
11.　自分の容姿の欠点について医療の専門家に相談しようと思った，あるいは，相談したことがある	−.10	.53	.25
＜ 3. 容姿の問題に対する安全確保行動（α ＝ .79）＞			
10.　自分の容姿をファッションモデルや他の人と比べる	.19	−.12	.74
18.　自分の容姿をよく見せるために化粧品を買う	−.21	.11	.65
12.　自分の容姿の欠点を細かくチェックする	.01	.32	.65
5.　かなりの時間をかけて鏡に映る自分の容姿をチェックしている	.08	−.10	.60
因子間相関　1			
2	.47		
3	.54	.53	
因子の平均値（*SD*）	2.68（ .79）	3.05（1.23）	4.12（1.73）

削除した項目：2. 自分の容姿について何度もほかの人に確認を求める
4. 自分の容姿のある面を隠すために衣料品（洋服や帽子）を買ったことがある
8. 自分の容姿を鏡で見るのを避けたことがある
17. 自分の容姿の欠点に他の人が気付くのではないか怖い

不適応傾向尺度」の「孤立傾向」「反社会的傾向」の間に 1％水準で有意な正の相関が認められた．このことは，「女性性」が強い者ほど学校不適応傾向が低いことを示している．「女性性」因子に属す項目には「謙虚だ」「慎み深い」「人に気をつかう」「人に尽くす」などがあり，そうした対人的配慮が大きい者ほど人との関係性が築きやすくなるため学校での孤独傾向は弱まり，反社会的な行動傾向が少ないことが考えられる．

５）「BSRI 日本語版」における性差

「BSRI 日本語版」における性差を検討するため，合計点，「男性性」「女性性」得点について t 検定を行ったところ，全て有意な性差は見られなかった（それぞれ，$t(108)$ =.52, n.s.; $t(117)$ =.28, n.s.; $t(120)$ =.1.23, n.s.）．3）の結果と併せて考えると，本調査では，全体として「男性性」得点が高く，かつ，性役割についての性差が無かったと言える．

６）性役割パーソナリティタイプの分類における性差

①性役割パーソナリティタイプの男女比

欠損値のある回答を除いた 106 名（男子 50 名，女子 56 名）を対象に，性別×性役割パーソナリティ（BSRI 日本語版）タイプの χ^2 検定を行った結果，性別による性役割パーソナリティの人

表３　学校不適応傾向尺度の因子分析結果（最尤法，プロマックス回転）

質問項目	第１因子	第２因子
＜ 1. 孤立傾向（α = .86）＞		
5.　学校では，みんなの中に入れない	.85	−.16
8.　学校のみんなから嫌われているような気がする	.78	.01
14.　学校では，みんなから，のけものにされている気がする	.78	.17
7.　友達にいじめられたことがある	.61	.003
15.　学校では，私の良いところが生かされない	.56	.16
3.　学校では，あまり目立たなくてつまらない	.54	−.04
12.　学校では，活躍する機会がない	.48	.19
1.　クラスの人と話していて，楽しいと感じることがある（逆転項目）	.45	−.28
2.　学校のみんなは私の良さが分かっていない	.40	.10
＜ 2. 反社会的傾向（α = .82）＞		
13.　授業中，大声を出したりして騒いだことがある	−.18	.83
6.　授業中，じっと座っていることができなくて，立ち歩いてしまったことがある	−.04	.78
10.　授業中，つまらなくなって授業を抜け出したことがある	.03	.67
4.　先生に反抗したり，乱暴したりしたことがある	.05	.63
11.　友達をいじめたことがある	.14	.55
因子間相関　1		
2	.40	
因子の平均値（*SD*）	2.92（.56）	3.39（.72）

削除した項目：　9. 学校ではよくからかわれたり，ばかにされたりする

表４　各尺度の基本統計量

尺度	*N*	*M*	*SD*	中央値	最大値	最小値
BSRI 日本語版	110	145.48	31.33	148.50	227.00	58.00
男性性	121	74.07	20.02	75.00	123.00	19.00
女性性	120	79.06	17.58	82.00	117.00	34.00
J-BICI	128	40.42	11.47	38.00	71.00	15.00
容姿への否定的評価	130	18.75	5.53	19.00	30.00	6.00
容姿の問題からの回避行動	130	12.18	4.94	11.50	30.00	6.00
容姿の問題に対する安全確保行動	131	16.47	6.91	16.00	65.00	21.00
学校不適応尺度	122	46.47	7.63	48.00	56.00	17.00
孤立傾向	124	26.31	5.06	28.00	32.00	8.00
反社会的傾向	128	16.97	3.59	18.00	20.00	5.00

表５　性役割パーソナリティのタイプ分け基準（安達ら，1985 を改変）

性役割パーソナリティのタイプ	性別	BSRI	
		「男性性」得点	「女性性」得点
アンドロジニー	男性 女性	高い	高い
セックス	男性	高い	低い
	女性	低い	高い
クロスセックス	男性	低い	高い
	女性	高い	低い
未分化	男性 女性	低い	低い

表６　各尺度における因子間の相関係数

	①	②	③	④	⑤	⑥	⑦
＜ BSRI 日本語版＞							
①　男性性		.48***	−.13	−.11	.03	.13	.07
②　女性性			−.15	−.04	.04	.25**	.26**
＜ J-BICI ＞							
③　容姿への否定的評価				.49***	.62***	−.36***	−.16
④　容姿の問題からの回避行動					.59***	−.31***	−.17
⑤　容姿の問題に対する安全確保行動						−.25**	−.21*
＜学校不適応感尺度＞							
⑥　孤立傾向							.40***
⑦　反社会的傾向							

***p<.001；**p<.01；*p<.05

表７　男子における性役割パーソナリティの χ^2 検定

性役割パーソナリティのタイプ	観測度数（人）	期待度数（人）	残差（人）
アンドロジニー	25	12.5	12.50**
セックス	5	12.5	−7.50**
クロスセックス	8	12.5	−4.50**
未分化	12	12.5	−.50
合計	50		

**p<.01

表８　女子における性役割パーソナリティのχ^2検定

性役割パーソナリティのタイプ	観測度数（人）	期待度数（人）	残差（人）
アンドロジニー	24	14.0	10.00**
セックス	13	14.0	−1.00
クロスセックス	8	14.0	−6.00**
未分化	11	14.0	−3.00**
合計	56		

**p<.01

表９　性役割パーソナリティのタイプと身体イメージのM（SD）と２要因分散分析結果

	男子				女子				F値		
<J-BICI>	アンドロジニー	セックス	クロスセックス	未分化	アンドロジニー	セックス	クロスセックス	未分化	性別	性役割パーソナリティ	交互作用
尺度得点	35.80 (9.40)	29.80 (9.23)	33.86 (9.22)	34.67 (9.28)	40.08 (10.49)	40.46 (10.67)	41.00 (12.11)	44.80 (9.90)	12.58** 男子＜女子	.61	.63
容姿への否定的評価	16.36 (3.64)	15.20 (5.76)	16.50 (4.57)	18.25 (6.31)	18.75 (5.21)	19.15 (5.67)	20.38 (4.87)	20.80 (4.54)	8.33** 男子＜女子	.98	.93
容姿の問題からの回避行動	7.52 (3.48)	6.20 (2.05)	8.13 (2.59)	6.25 (2.30)	7.54 (3.36)	7.62 (3.38)	7.13 (4.76)	9.00 (3.37)	1.14	.17	1.26
容姿の問題に対する安全確保行動	8.28 (2.98)	5.00 (2.23)	6.86 (2.20)	5.92 (1.79)	9.88 (3.26)	10.23 (2.78)	9.25 (3.91)	10.36 (4.15)	24.76*** 男子＜女子	1.89	1.95

p<.01；*p<.001

数比に有意な差異は見られなかった（χ^2=3.29, p=.35）.

②男女別の性役割パーソナリティの人数比

男女別に，「BSRI 日本語版」のタイプの人数比を求めるために，i × j のχ^2検定を行った（表7，8）．その結果，男子×タイプ別では 0.1％水準で有意な偏り（χ^2=18.64），女子×タイプ別では 5% 水準で有意な偏り（χ^2=10.43）が見られた．残差分析の結果，男子では「アンドロジニータイプ」が 1％水準で有意に多く，「セックスタイプ」「クロスセックスタイプ」は 1% 水準で有意に少なかった．女子では「アンドロジニータイプ」が 1％水準で有意に多く，「クロスセックスタイプ」「未分化タイプ」が 1% 水準で有意に少なかった．

男女とも「アンドロジニータイプ」が多いという結果は，Bem（1974）の知見とは異なるが，加藤（1999）の知見とは一致する結果であった．また，男女とも「クロスセックスタイプ」が少ないという結果は，Bem（1974）と一致する結果であった．Bem（1974）は，「アンドロジニータイプ」が最も適応的であると考えていることから，本研究における調査対象者は，男女とも，Bem（1974）が適応的としている「男性性」「女性性」の双方を身に付けたアンドロジニータイプの性役割パーソナリティを持つ者が多いことが分かった．

また，男女とも「クロスセックスタイプ」が少なかったことについては，Bem & Lenny（1976）が，「自分の性と性役割との一致度高い者は，自分の性とは合わないと考える行動に対しては，動機付けが下がり，それを積極的に回避しようとする傾向がある」「実際の行動場面では心理的苦痛

や自己への否定的感情が生まれるという弊害もある」と述べていることから，本研究では，このような傾向を持つ者が少なかったことが考えられる．Bem & Lenny（1976）の知見は成人を対象としたものであるため，今後はこの傾向がどのように発達的に変化していくかを，異なる学校段階での調査から明らかにする必要があろう．

男子に「セックスタイプ」が少なかったことから，中学生の男子は，より中性的な性役割パーソナリティを身に付ける傾向があり，性別と期待される性役割との間で，不一致が起こっている可能性が考えられる．また，女子において「未分化タイプ」が有意に少なかったことは，女子は男子に比べて，「男性性」「女性性」という性役割の特徴が，顕著に現れ易いことを示しているものと考えられる．間宮（1980）は，「中学生になると女子は男子に対して全般的な能力に対し，劣等感を持つ」と述べており，そのような意識がこの結果と関連する可能性もあるため，今後は，女子を対象とした意識調査を実施し，検討する必要があろう．

７）性別，性役割パーソナリティのタイプによる「身体イメージ」の違い

性別と性役割パーソナリティタイプを独立変数，J-BICI 合計得点および J-BICI の下位尺度得点を従属変数とし，2 要因の分散分析を行った（表9）．その結果，J-BICI 合計得点では，性役割パーソナリティタイプの主効果は有意ではなかったが（F（1, 96）=.61, n.s.），性別の主効果は 1％水準で有意であり（F（3, 96）=12.58, p<.01），女子の方が男子よりも得点が高かった．交互作用は有意ではなかった（F（3, 96）=.63, n.s.）．「容姿への否定的評価」得点では，性別の主効果は 1％水準で有意であり（F（1, 97）=.83, p<.01），女子の方が男子よりも得点が高かった．性役割パーソナリティタイプの主効果（F（3, 97）=.98, n.s.）および，交互作用に有意な差は見られなかった（F（3, 97）=.16, n.s.）．「容姿の問題からの回避行動因子」得点では，性別（F（1, 98）=1.14, n.s.），性役割パーソナリティタイプ（F（3, 98）=.17, n.s.）および，交互作用で有意差は見られなかった（F（3, 98）=1.26, n.s.）．「容姿の問題に対する安全確保行動」得点では，性別において 0.1% 水準で有意差があり，女子の方が男子よりも得点が高かった（F（1, 97）=24.76, p<.01）．性役割パーソナリティ（F（3, 97）=1.19, n.s.），交互作用においては有意差は見られなかった（F（3, 97）=1.95, n.s.）．

これらのことから，全般的に女子の方が自己の身体イメージが低いことが分かった．これは，田中ら（2011）の知見と一致するものと言える．特に，自分の容姿を人と比べたり，良く見せるために化粧品を買ったりするなど「容姿の問題に対する安全確保行動」については，女子の方が強い傾向を持っており，自己の身体イメージをより向上すべく対処していることが分かった．これは柏木（1972）の，「女子が青年期に自己像に対しての期待と現実でずれが大きくなる」という指摘を裏付けるものであると考えられる．

８）性別，性役割パーソナリティのタイプによる「学校不適応傾向」の違い

性別と性役割パーソナリティタイプを独立変数，学校不適応傾向尺度合計得点および学校不適応傾向の各因子得点を従属変数とし，2 要因の分散分析を行った．その結果，学校不適応傾向尺度合計得点では，性別（F（1 ,88）=.20, n.s.），性役割パーソナリティタイプ（F（3, 88）=.78, n.s.），交互作用（F（3, 88）=.75, n.s.）の全てに有意差は見られなかった．「孤立傾向因子」得点では，性別（F（1, 91）=.02, n.s.），性役割パーソナリティタイプ（F（3, 91）=1.20, n.s.），交互作用（F（3,91）=.01, n.s.）全てに有意差は見られなかった．「反社会的傾向因子」得点では，性別（F（1, 93）=.75, n.s.），性役割パーソナリティタイプ（F（3, 93）=.01 ,n.s.），交互作用（F（3, 93）=.26, n.s.）で有意差は見られなかった．学校不適応傾向では，性別，性役割パーソナリティタイプ双方とも有意な差が見られなかった．

このことは，中学生の学校不適応傾向には，性別および，性役割パーソナリティのタイプは関連していないことを示しており，従来の Bem（1974）の「アンドロニジータイプ」が適応的であるという知見を支持しないものと言える．しかしながら，男女とも，人数が少なかった性役割パーソナリ

ティタイプがある（「セックスタイプ」「クロスセックスタイプ」）ことや，本研究の調査対象者においては，「男性性」得点が全体的に高いことが分かっていることからも（3．結果の「3）性役割パーソナリティのタイプ分類」参照）「男性性」「女性性」が共に高い性役割パーソナリティを有している者の方が，学校不適応傾向が弱まる傾向があることも考えられる．今後は，対象を増やしてさらに検討する必要がある．また，本研究における調査対象者の回答した学校不適応尺度の得点に，天井効果（基準は最大値＞平均値 +*SD*）の傾向が見られたことも影響していると考えられるため，異なる複数の地域での調査を含め検討する必要がある．

4．まとめと今後の課題

本研究では，第一に，中学生における「性役割パーソナリティ」のタイプと「身体イメージ」「学校不適応傾向」との関連を明らかにすること，第二に，それらの関連性に見られる性差を明らかにすることを目的とした．その結果，以下の事柄が明らかとなった．

①「J-BICI」の全ての下位尺度と「学校不適応傾向尺度」の「孤独傾向」の間に負の相関，「BSRI 日本語版」の「女性性」因子と「学校不適応傾向尺度」の「孤立傾向」「反社会的傾向」因子との間に正の相関が見られた．

②性役割パーソナリティのタイプは，男女とも「アンドロジニータイプ」が有意に多く，男子では「セックスタイプ」「クロスセックスタイプ」が有意に少なく，女子では「クロスセックスタイプ」「未分化タイプ」が有意に少なかった．

③「BSRI 日本語版」および，「学校不適応傾向尺度」得点に性差は見られなかった．

④「J-BICI」の尺度得点，「容姿への否定的評価」「容姿の問題に対する安全確保行動」は，男子より女子の方が得点が高かった．

⑤「J-BICI」「学校不適応傾向尺度」得点は，性役割パーソナリティのタイプによる違いは見られなかった．

今後は，自尊心や自己効力感といった自己評価に関する要因との関連も検討することにより，性役割パーソナリティ，身体イメージ，学校不適応傾向の関連が，より明確になるものと考える．さらに，今後は，異なる学校段階，学年で比較検討し，性役割パーソナリティと身体イメージとの性差を発達的な視点からより明らかにすることが望まれる．

引用文献

安達圭一郎・上地安昭・浅川潔司（1985）．男性性・女性性・心理的両性性に関する研究（Ⅰ）―日本語版 BSRI 作成の試み．日本教育心理学会第 27 回総会発表論文集，484-485.

東清和・小倉千加子（1984）．性役割の心理．大日本図書

東清和・小倉千加子（1987）．性差の発達心理．大日本図書

Bem, S. L.（1974）．The measurement of psychological androgyny. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*. **42**（2）, 155-162.

Bem, S. L. & Lenney, E.（1976）. Sex typing and the avoidance of cross-sex behavior. *Journal of Personality and Social Psychology*, **33**（1）, 48-54.

Carroll, O. H, Cahill, L. & Phillips, A.（2002）. Current concepts in body dysmorphic disorders. *Archives of Psychiatric Nursing*, **16**, 72-79.

Cash, T. F. & Pruzinsky, T.（2002）. Body Image : A Handbook of Theory, Reserch, and Clinical Practice. *Guilford Press. New York*.

後藤淳子・廣岡秀一（2003）．大学生における性役割特性語認知と性役割態度の変化三重大学教育学部研究紀要，教育科学，**34**, 145-156.

伊藤裕子（2000）．思春期・青年期のジェンダー．伊藤裕子（編）　ジェンダーの発達心理学．ミネルヴァ書房　Pp.30-51.

柏木惠子（1972）．青年期における性役割の認知Ⅱ．教育心理学研究，**20**（1）, 48-59.

加藤知何子（1999）．BSRI 日本語版による性役割タイプの分類．広島県立保健福祉短期大学紀要，**4**（1）, 7-11.

Littleton, H.L., Axsom, D., & Pury, C. L. S.（2005）. Development of the body image concern inventory. *Behaviour Research and Therapy*, **43**（2）, 229-241.

間宮武（1980）．性差心理学．金子書房
皆川邦直（1987）．青春期患者へのアプローチ　診療新社
文部科学省（2007）．文部科学白書　第2部第1章 生涯学習社会の実現　第10節男女共同参画社会の形成に向けた学習活動の振興．
http://www.mext.go.jp/b_menu/hakusho/html/hpab200701/002/001/011.htm.
文部科学省（2011）．生徒指導提要
http://www.mext.go.jp/b_menu/houdou/22/04/__icsFiles/afieldfile/2011/07/08/1294538_02.pdf.
鍋田恭孝（2011）．身体醜形障害 なぜ美醜にとらわれてしまうのか．講談社
Posch, W.（1999）. Korper machen Leute:der Kult um die Schonheit. *Campus Verlag GmbH*. 渡辺一男（訳）2003　なぜそんなに痩せたいの？「美人」になりたい女の社会心理学．TBS ブリタニカ
酒井厚・菅原ますみ・眞榮城和美・菅原健介・北村俊則（2002）．中学生の親および親友との信頼関係と学校適応．教育心理学研究，**50**（1）, 12-22.
Schilder, P.（1935）. The image and Appearance of the Human Body. Kegan Paul.
田中勝則（2012）　大学生における身体不満足感と身体醜形概念．弘前大学教育学部紀要，**108**, 131-139.
田中勝則・有村達之・田山淳（2011）．日本語版 Body Image Concern Inventory の作成．心身医学，**51**（2）, 162-169.

参考文献

逸見聖也（2013）．平成24年度　逸見聖也修士論文 文京学院大学人間学研究科.
逸見聖也・加曽利岳美（2014）　中学校における学級雰囲気と不登校との関連―生徒と学級担任のとらえる学級雰囲気の比較検討から―．文京学院大学人間学部研究紀要，**16**，153-169.
加曽利岳美（2005）．中学生の抑うつ傾向および学校不適応傾向と食行動との関連．心理臨床研究，**23**（3）, 350-360.

謝辞

本論文は，文京学院大学大学院人間学研究科臨床心理学コースの修士論文として執筆したものに，加筆・修正したものである．調査にあたり，調査に協力して下さった中学校の校長先生，生徒さん，学級担任の先生方に厚く御礼申し上げます．また，研究の遂行にあたり，貴重なコメントをいただきました人間学部心理学科伊藤裕子教授に衷心より感謝申し上げます．

（2015. 9. 21 受稿，2015. 10. 21 受理）