

# 初期青年期の全体的自己価値および具体的側面の自己評価の発達的变化

## Development of global self-worth and domain-specific self-evaluations during early adolescence

山本 ちか  
Chika YAMAMOTO

本研究の目的は、初期青年期の全体的自己価値と具体的側面の自己評価の発達を検討することである。全体的自己価値は青年がどれだけ自分を好きか、満足しているのかの程度を示している。自己評価は身体的外見、スポーツ能力、知的能力の3側面から構成されている。初期青年期には全体的自己価値と具体的側面の自己評価の得点に低下がみられ、自分自身を否定的に評価するようになっていた。また全体的自己価値と具体的側面の自己評価のいずれも性差がみられた。

The purpose of this study was to examine the development of global self-worth and domain-specific self-evaluations during early adolescence. Global self-worth was the degree to which the adolescent likes oneself as a person and is happy with oneself. Self-evaluations were assessed three distinct domains; physical appearance, athletic competence, and academic competence. Results suggested that there were declines in global self-worth and domain-specific self-evaluations during early adolescence in Japan. Moreover, there were gender differences in initial levels of global self-worth and domain-specific self-evaluations.

キーワード：全体的自己価値，具体的側面の自己評価，中学生  
global self-worth, domain-specific self-evaluations, junior high-school students,

### 問題と目的

全体的自己価値とは、自分自身についての評価的感情であり、例えば自分のことが好きであるのか、自分に満足しているのかといった自分自身全体について肯定的に評価しているのか、それとも否定的に評価しているのかの程度を示すものである。

従来青年期は疾風怒濤の時期であると表現されるように、緊張と葛藤に満ち、ストレスの多い時期であると考えられてきた。自分自身全体に対する評価で

ある全体的自己価値についても例外ではなく、青年期は自己像が大きく変化する時期であり、全体的自己価値や自尊感情が著しく低下するなど、不安定で動揺する時期であると言われてきた。しかし近年の青年期の全体的自己価値（あるいは自尊感情）の変化について検討がなされてきた多くの研究では、青年期の間にネガティブに評価するようになるという研究結果もあれば、ポジティブに評価するようになるという結果もみられ、結果が一貫していない (Steinberg, 2005<sup>1)</sup> な

ど)。青年期には全体的自己価値（あるいは自尊感情）の低下がみられるとする研究もあれば（Jacobs, Lanza, Osgood, Eccles, & Wigfield, 2002<sup>2)</sup> など）、縦断研究において、青年期に間に全体的自己価値は上昇がみられるとの指摘もみられる（例えば、Cole ら, 2001<sup>3)</sup>）。また青年中期、後期には安定しているが、初期青年期にはやはり全体的自己価値が低いという指摘もある（Harter, 1990<sup>4)</sup>；O'Malley and Bachman, 1983<sup>5)</sup>；Rosenberg, 1986<sup>6)</sup> など）。

そこで本研究では、初期青年期である中学生は自分自身について肯定的に評価しているのか、それとも否定的に評価しているのか、またそうした自分自身についての評価は初期青年期に間に変化するかという点について、横断的方法と縦断的方法の両方から検討する。

本研究では、自分自身についての評価を測定するために、「自分が好きである」、「自分自身に満足している」といった自分自身全体についての評価である全体的自己価値をとりあげる。また自己についての評価は、全体的な自己だけではなく、より具体的な側面の自己評価もある。Harter(1988)<sup>7)</sup> は、中学生・高校生を対象として、全体的自己の他に、「学力コンピテンス Scholastic Competence」「社会的受容 Social Acceptance」「運動能力 Athletic Competence」「身体的外見 Physical Appearance」「仕事コンピテンス Job Competence」「恋愛関係 Romantic Relationships」「道徳的行為 Moral Conduct」「親友 Close Friendships」の8つの具体的な側面の自己評価を捉えている。DuBois, Felner, Brand, Phillips, & Lease (1996)<sup>8)</sup> は、5つの具体的な領域（仲間関係、学校、家族、身体的外見、スポーツ）の自己評価をとりあげ、自己についての評価をより詳細に検討している。本研究についても、自分自身全体についての評価である全体的自己価値とは別に、自分自身のより具体的な側面についての自己評価についても検討する。具体的な側面としては、中学生にとって重要であると思われる「身体的外見」の自己評価、「スポーツ能力」の自己評価、「知的能力」の自己評価をとりあげ、中学生が自分自身に肯定的であるのか、否定的であるのか、自己評価の様相を検討する。

研究1では、2002年9月時点での中学1年生から中学3年生を対象として、全体的自己価値および具体的な側面の自己評価に学年差がみられるのかどうかを横断的に検討する。

研究2では、2002年9月時点で中学1年生であった

中学生の全体的自己価値および具体的な側面の自己評価が、中学3年生までの2年間にどのように変化したのかを縦断的に検討する。

## 研究1

中学1年生から中学3年生を対象として、全体的自己価値および身体的外見、スポーツ能力、知的能力といった具体的な側面の自己評価に学年差、性差がみられるのかどうかを横断的に検討する。

## 方法

### 1. 調査実施手続きおよび調査協力者

調査は、2002年9月中旬から下旬に愛知県内の9校の中学生と福島県の5校の中学生に対して行った。愛知県の中学生4,483名（1年生1,448名、2年生1,514名、3年生1,521名）、福島県の中学生4,445名（1年生1,387名、2年生1,522名、3年生1,536名）に実施した。調査の依頼は学校を通して行い、自宅に持ち帰って回答するよう依頼した。なお、調査は強制ではないこと、記入したくなければ記入しなくてもよいことを調査用紙に明記した。調査に回答し、返送のあったのは愛知県が2,535名（1年生857名、2年生871名、3年生807名）、福島県が2,004名（1年生684名、2年生683名、3年生637名）であった。回収率は愛知県56.54%、福島県45.08%であった。

今回の分析は、全体的自己価値と具体的な側面の自己評価と性別のすべての項目に回答のあった愛知県の中学生2,151名（1年男子346名、1年女子388名、2年男子343名、2年女子388名、3年男子353名、3年女子333名）、福島県の中学生1,789名（1年男子272名、1年女子328名、2年男子292名、2年女子317名、3年男子286名、3年女子294名）について行った。

### 2. 調査内容

#### ①全体的自己価値：

自分に満足しているか、自分が好きであるかなど自分自身全体をどのように評価しているのかを6段階評定（非常にあてはまる、かなりあてはまる、ややあてはまる、ややあてはまらない、かなりあてはまらない、非常にあてはまらない）で尋ねた。Harter (1988)<sup>7)</sup> の「Manual for the Self-perception Profile for Adolescence」の中の全体的自己価値についての項目、DuBois(1996)<sup>8)</sup> の Self-Esteem Questionnaire、Rosenberg(1965)<sup>9)</sup> の自尊感情尺度（日本語訳は山本・

Table1-1 具体的側面の自己評価の確認的因子分析の結果

	愛知			福島		
	外見	スポーツ	知的	外見	スポーツ	知的
今の自分の見た目に満足している	.953			.933		
自分の顔が気に入っている	.571			.621		
自分の体重は今のままで十分だと思っている	.331			.364		
外見がもっと違ったらいいのになあと思う	-.468			-.502		
いろいろなスポーツがうまくでき、満足している		.886			.874	
初めてするスポーツでもうよくなる自信がある		.796			.821	
スポーツの大会では選手に選ばれる方である		.715			.723	
頭がよい方だと思う			.853			.844
勉強がとてよくできると思う			.914			.931
わからないことが多くて、宿題をなかなか終わらせられない			-.432			-.399
授業中に学んだことをすぐ忘れる			-.477			-.441
	<i>因子間相関</i>					
	外見	スポーツ	知的	外見	スポーツ	知的
身体的外見		.400	.356		.366	.414
スポーツ能力			.176			.167
						知的能力

数値は標準化係数及び相関係数である

松井・山成, 1982<sup>10)</sup> を参考にした) を参考に作成した。「今の自分が好きである」、「今の自分自身に満足している」、「時々自分がだめな人間だと思ふ」、「時々自分のことがいやになる」、「私はもっと自分に自信がもてたらいいなあと思ふ」の5項目である。

②具体的な側面の自己評価：

身体的外見，スポーツ能力，知的能力についてどのように評価しているのかを尋ねた（13項目）。項目は、全体的自己価値と同様に、Harter (1988)<sup>7)</sup> の「Manual for the Self-perception Profile for Adolescence」の項目、DuBois (1996)<sup>8)</sup> の Self-Esteem Questionnaire の項目を参考に作成した。

身体的外見は、自分の外見に満足しているかどうか、好きであるかどうかについて6段階評定（非常にあてはまる、かなりあてはまる、ややあてはまる、ややあてはまらない、かなりあてはまらない、非常にあてはまらない）で尋ねた。項目例は「今の自分の見た目に満足している」「外見がもっと違ったらいいのになあと思ふ」である。

スポーツ能力は、自分のスポーツ能力をどのように評価しているかを6段階評定（非常にあてはまる、かなりあてはまる、ややあてはまる、ややあてはまらない、かなりあてはまらない、非常にあてはまらない）

で尋ねた。項目例は「いろいろなスポーツがうまくでき、満足している」「初めてするスポーツでもうよくなる自信がある」である。

知的能力は、頭のよさや勉強の能力をどのように評価しているかを6段階評定（非常にあてはまる、かなりあてはまる、ややあてはまる、ややあてはまらない、かなりあてはまらない、非常にあてはまらない）で尋ねた。項目例は「頭がよい方だと思ふ」「勉強がとてよくできると思ふ」である。

結果及び考察

1. 具体的側面の自己評価の因子分析

具体的側面の自己評価についての13項目が、事前に想定していた身体的外見（5項目）、スポーツ能力（4項目）、知的能力（4項目）の3因子で妥当であるかどうかを確認するため、統計ソフト Amos を用いて確認的因子分析を行った。事前に想定していた3つの因子がそれぞれ該当する項目に影響を与え、3因子間全てに共分散を仮定するモデルを検証した。分析は愛知、福島それぞれのサンプルで行った。その結果、両サンプルで標準化係数が低かった2項目（.30以下）を除いて、再度分析を行った。Table1-1 に最終的なモデルの分析結果を示した。

愛知サンプルでは、モデルの適合度は Comparative

Table1-2 全体的自己価値と具体的側面の自己評価の平均値，標準偏差，および分散分析の結果  
(横断データ：愛知)

		1年生			2年生			3年生			分散分析の結果 (数値はF値)		
		平均	(SD)		平均	(SD)		平均	(SD)		学年差	性差	交互作用
全体的自己価値	男子	3.56	(0.98)	3.52	(0.89)	3.34	(0.98)	7.31**	139.18***	n.s.			
	女子	3.03	(1.05)	3.00	(1.04)	2.87	(0.99)						
身体的外見の自己評価	男子	3.52	(0.89)	3.52	(0.85)	3.32	(0.92)	18.27***	244.97***	n.s.			
	女子	3.01	(1.04)	2.79	(1.02)	2.61	(0.99)						
スポーツ能力の自己評価	男子	3.48	(1.32)	3.47	(1.31)	3.39	(1.40)	n.s.	96.08***	n.s.			
	女子	2.84	(1.33)	2.93	(1.34)	2.85	(1.38)						
知的能力の自己評価	男子	3.36	(1.08)	3.32	(1.06)	3.18	(1.08)	4.51*	44.71***	n.s.			
	女子	3.07	(1.01)	2.97	(1.02)	2.91	(1.05)						

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

Table1-3 全体的自己価値と具体的側面の自己評価の平均値，標準偏差，および分散分析の結果  
(横断データ：福島)

		1年生			2年生			3年生			分散分析の結果 (数値はF値)		
		平均	(SD)		平均	(SD)		平均	(SD)		学年差	性差	交互作用
全体的自己価値	男子	3.46	(1.01)	3.28	(0.87)	3.16	(0.97)	26.25***	120.30***	n.s.			
	女子	3.07	(0.97)	2.76	(0.94)	2.57	(0.97)						
身体的外見の自己評価	男子	3.54	(1.01)	3.34	(0.87)	3.37	(0.94)	24.38***	228.56***	6.96**			
	女子	3.03	(1.08)	2.66	(1.00)	2.43	(1.03)						
スポーツ能力の自己評価	男子	3.62	(1.36)	3.58	(1.25)	3.62	(1.38)	n.s.	110.04***	n.s.			
	女子	2.90	(1.35)	3.00	(1.35)	2.89	(1.44)						
知的能力の自己評価	男子	3.34	(1.02)	3.24	(0.98)	3.27	(1.16)	5.24**	23.42***	n.s.			
	女子	3.21	(1.09)	2.95	(1.01)	2.97	(1.00)						

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

fit Index (CFI) = .996; AGFI = .912; RMSEA = .082 (90% C.I. = .077 ~ .088) であった。3つの因子の共分散はすべて有意であった ( $p < .001$ )。福島サンプルでは、モデルの適合度は Comparative fit Index (CFI) = .937; AGFI = .924; RMSEA = .077 (90% C.I. = .071 ~ .084) であった。3つの因子の共分散はすべて有意であった ( $p < .001$ )。愛知サンプルと福島サンプルではほぼ同じ因子構造をもつと考えられる。

## 2. 全体的自己価値と具体的側面の自己評価の学年差，性差

「全体的自己価値」と「具体的側面の自己評価」の項目について肯定的に評価しているほど高得点になるよう合計点を算出し，平均値，標準偏差を求めた。そ

して全体的自己価値および具体的側面の自己評価には，学年差，性差がみられるのかどうかを確認するために，学年(3)×性別(2)の分散分析を行った。分析は愛知サンプル，福島サンプルそれぞれについて行った。

愛知サンプルの平均値，標準偏差および分散分析の結果を Table1-2 に示した。全体的自己価値は3年生より1年生の得点が高いという学年差がみられた ( $F(2,2145) = 7.31, p < .01$ )。また女子より男子の得点が高いという性差もみられた ( $F(1,2145) = 139.18, p < .001$ )。外見の自己評価については，3年生よりも2年生，2年生よりも1年生の得点が高いという学年差がみられた ( $F(2,2145) = 18.27, p < .001$ )。全体的自己価値と同様に性差もみられた ( $F(1,2145) = 244.97,$

$p < .001$ ). スポーツ能力の自己評価では学年差はみられなかった. 女子より男子の得点が高いという性差はみられた ( $F(1,2145)=96.08, p < .001$ ). 知的能力の自己評価については3年生よりも1年生の得点が高いという学年差がみられ ( $F(2,2145)=4.51, p < .05$ ), 男子の得点が高いという性差もみられた ( $F(1,2145)=44.71, p < .001$ ).

福島サンプルの平均値, 標準偏差および分散分析の結果を Table1-3 に示した. 福島サンプルでも愛知サンプルとほぼ同様の結果が得られた. 全体的自己価値では, 3年生よりも2年生, 2年生よりも1年生の得点が高いという学年差 ( $F(2,1783)=26.25, p < .001$ ), 女子よりも男子の得点が高いという性差 ( $F(1,1783)=120.30, p < .001$ ) がみられた. 身体的外見については, 交互作用がみられたため単純主効果の検定を行った. その結果, 学年の主効果は, 女子で有意であった ( $F(2,1783)=6.34, p < .01$ ). 性別の主効果は2年生 ( $F(1,1783)=12.43, p < .001$ ) と3年生 ( $F(2,1783)=11.43, p < .01$ ) で有意であった. スポーツ能力では学年差はみられず, 男子の得点が高いという性差のみみられた ( $F(1,1783)=110.04, p < .001$ ). 知的能力では, 2, 3年生よりも1年生の得点が高いという学年差 ( $F(2,1783)=5.24, p < .01$ ), 女子よりも男子の得点が高いという性差 ( $F(1,1783)=23.42, p < .01$ ) がみられた.

### 3. まとめ

愛知でのサンプル, 福島でのサンプル, とともに全体的自己価値とすべての側面の自己評価で性差がみられた. 初期青年期には, 男子よりも女子の方がネガティブに自分自身を評価している傾向がうかがわれる. また全体的自己価値と身体的外見の自己評価, 知的能力の自己評価では学年差がみられた. 学年が上がるにつれて, 自分自身をよりネガティブに評価するようになる傾向が示唆される.

### 研究2

中学生の全体的自己価値と具体的側面の自己評価(身体的外見, スポーツ能力, 知的能力)が中学1年生から3年生までの2年間にどのように変化するかを, 成長曲線モデルを用いて, 縦断的に検討する. また全体的自己価値と具体的側面の自己評価の変化に性別が影響しているのかについても検討する.

## 方法

### 1. 調査実施手続きおよび調査協力者

調査は, 愛知県内の9校の中学生と福島県の5校の中学生に対して, 5回行った. 第1回目(Time1)は中学1年生2学期(2002年9月), 第2回目(Time2)は中学2年生1学期(2003年5月), 第3回目(Time3)は中学2年生2学期(2003年9月), 第4回目(Time4)は中学3年生1学期(2004年5月), 第5回目(Time5)は中学3年生2学期(2004年9月)であった. 研究1と同様調査の依頼は学校を通して行い, 自宅に持ち帰って回答するよう依頼した. なお, 調査は強制ではないこと, 記入したくなくれば記入しなくてもよいことを調査用紙に明記した.

今回の分析は, 5回の調査すべてに回答のあった愛知県の中学生183名(男子85名, 女子98名), 福島県の中学生99名(男子35名, 女子64名)について行った.

### 2. 調査内容

#### ①全体的自己価値:

自分に満足しているか, 自分が好きであるかなど自分自身全体をどのように評価しているのかを6段階評定(非常にあてはまる, かなりあてはまる, ややあてはまる, ややあてはまらない, かなりあてはまらない, 非常にあてはまらない)で尋ねた. 研究1で用いたものと同じ5項目である. 5時点それぞれのCronbachの $\alpha$ 係数は順に,  $\alpha = .73, \alpha = .75, \alpha = .74, \alpha = .80, \alpha = .79$ であった.

#### ②具体的側面の自己評価:

研究1と同様, 身体的外見, スポーツ能力, 知的能力についてどのように評価しているのかを6段階評定(非常にあてはまる, かなりあてはまる, ややあてはまる, ややあてはまらない, かなりあてはまらない, 非常にあてはまらない)で尋ねた. 研究1の因子分析の結果をもとに使用する項目を選択し, 5時点のCronbachの $\alpha$ 係数を算出した. その結果, 身体的外見(4項目)は,  $\alpha = .58, \alpha = .68, \alpha = .60, \alpha = .77, \alpha = .69$ であった. スポーツ能力(3項目)は,  $\alpha = .85, \alpha = .83, \alpha = .87, \alpha = .85, \alpha = .89$ であった. 知的能力(4項目)は,  $\alpha = .78, \alpha = .80, \alpha = .75, \alpha = .74, \alpha = .78$ であった.

Table2-1 全体的自己価値と具体的側面の自己評価の平均値および標準偏差（縦断データ：愛知）

	Time1	Time2	Time3	Time4	Time5
	平均 (SD)	平均 (SD)	平均 (SD)	平均 (SD)	平均 (SD)
全体的自己価値	3.30 (1.05)	3.33 (0.98)	3.14 (1.03)	3.25 (1.04)	3.07 (1.04)
身体的外見の自己評価	3.24 (0.99)	3.20 (1.00)	3.17 (1.04)	3.02 (1.10)	2.99 (1.03)
スポーツ能力の自己評価	3.15 (1.41)	3.13 (1.29)	3.11 (1.43)	2.99 (1.32)	2.85 (1.44)
知的能力の自己評価	3.38 (1.06)	3.48 (1.08)	3.35 (1.09)	3.36 (1.02)	3.29 (1.05)

Table2-2 全体的自己価値と具体的側面の自己評価の平均値および標準偏差（縦断データ：福島）

	Time1	Time2	Time3	Time4	Time5
	平均 (SD)	平均 (SD)	平均 (SD)	平均 (SD)	平均 (SD)
全体的自己価値	3.34 (0.89)	2.97 (0.96)	2.89 (0.78)	2.95 (0.80)	2.72 (0.79)
身体的外見の自己評価	3.34 (0.98)	2.99 (0.89)	2.96 (0.89)	2.94 (0.85)	2.64 (0.95)
スポーツ能力の自己評価	3.17 (1.36)	3.11 (1.31)	2.93 (1.38)	3.10 (1.22)	2.83 (1.37)
知的能力の自己評価	3.30 (0.92)	3.24 (0.98)	3.25 (1.03)	3.30 (0.89)	3.10 (0.99)

## 結果及び考察

### 1. 平均値と標準偏差

「全体的自己価値」、「具体的側面の自己評価」ともに肯定的に評価しているほど高得点になるよう得点化した。愛知、福島、各サンプルの平均値および標準偏差を Table2-1、2-2 に示した。また男女ごとの平均値の推移は、Fig.2-1～2-8 に示した。全体的自己価値については、どの時点についても男子よりも女子の得点が低かった。t 検定を行ったところ、全ての時点において有意であった。具体的側面の自己評価は、福島での知的能力以外は男子よりも女子の得点が低いようである。

### 2. 成長曲線モデル

中学1年生から3年生までの2年間に、全体的自己価値と具体的側面の自己評価が変化するかについて検討するために、成長曲線モデルを用いて分析を行った。分析には Amos を使用した。最初のモデルでは、全体的自己価値と具体的側面の自己評価の変化を検討した (Fig.2-9)。

次に、全体的自己価値および具体的自己評価の切片と傾きに性別が影響を与えているかどうかを検証す

るために Fig.2-10 に示したモデルを用いた。

なお、福島のサンプルは男子が35名で少数であったため、この分析は愛知サンプルのみ行った。

#### (1) 全体的自己価値

##### モデル1

モデルの適合度は、 $\chi^2=6.254$  ( $df=7, p=.510$ ); Comparative fit Index (以下 CFI)=1.000; RMSEA=.000 (90% C.I.=.000～.085) であり、モデルのあてはまりはよいと考えられる。推定された切片の分散は.784、傾きの分散は.033でもとも有意であった ( $p<.001$ )。この結果は、最初の全体的自己価値と傾きに個人差がみられることを示している。また切片と傾きの相関係数は-.339であり、有意であった ( $p<.05$ )。これは Time1 の全体的自己価値のレベルが全体的自己価値の変化と関連することを示している。

##### モデル2

モデルの適合度は、 $\chi^2=6.620$  ( $df=10, p=.761$ ); CFI=1.000; RMSEA=0.000 (90% C.I.=.000～.056) であった。推定された分散は切片が.690、傾きが.033であり、どちらも有意であった。切片と傾きの相関

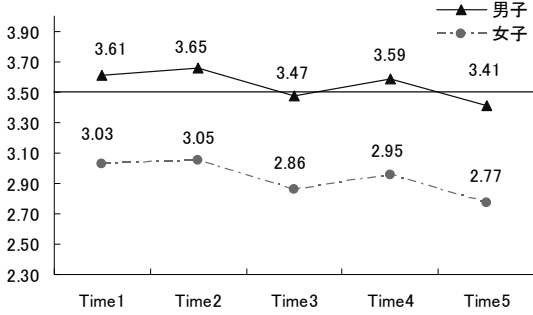


Fig.2-1 性別の「全体的自己価値」の平均値の変化(愛知)

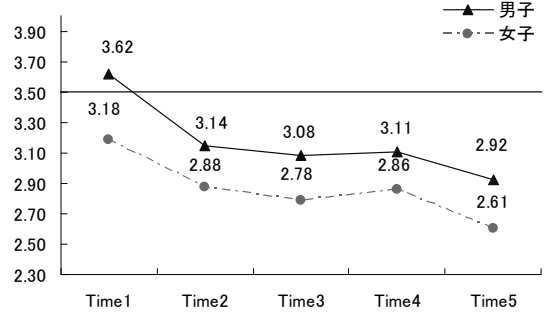


Fig.2-2 性別の「全体的自己価値」の平均値の変化(福島)

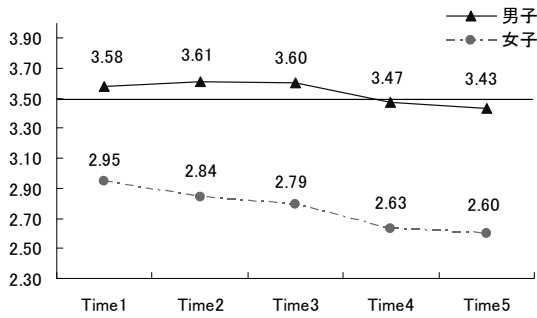


Fig.2-3 性別の「身体的外見」の平均値の変化(愛知)

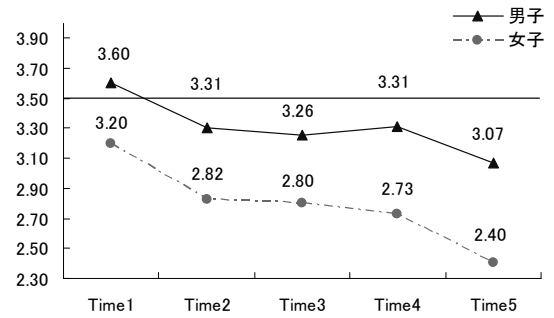


Fig.2-4 性別の「身体的外見」の平均値の変化(福島)

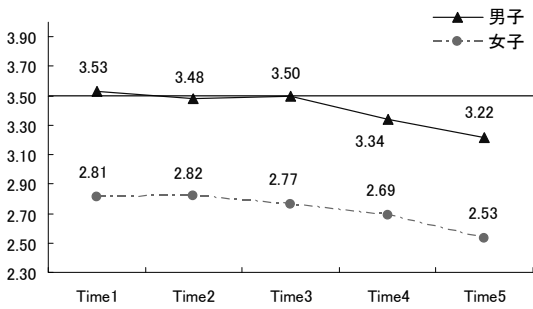


Fig.2-5 性別の「スポーツ能力」の平均値の変化(愛知)

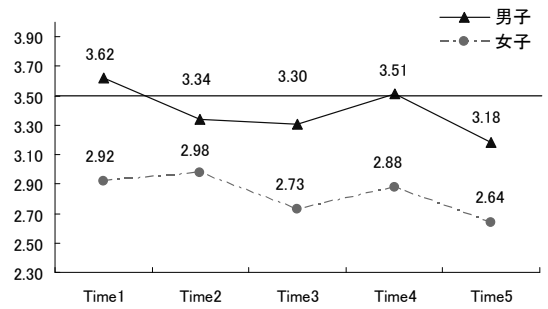


Fig.2-6 性別の「スポーツ能力」の平均値の変化(福島)

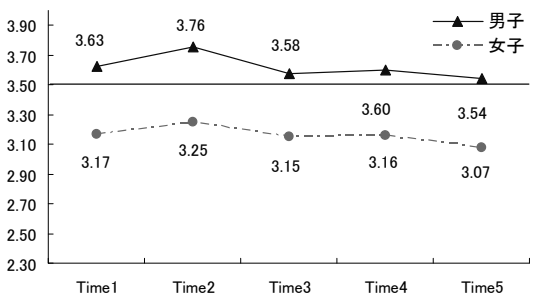


Fig.2-7 性別の「知的能力」の平均値の変化(愛知)

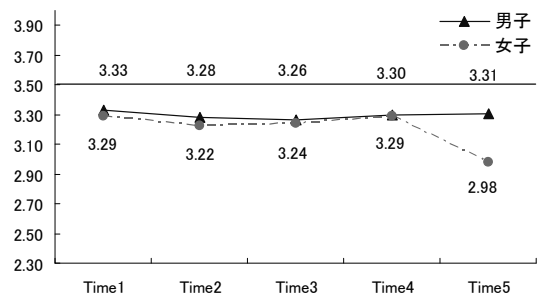


Fig.2-8 性別の「知的能力」の平均値の変化(福島)

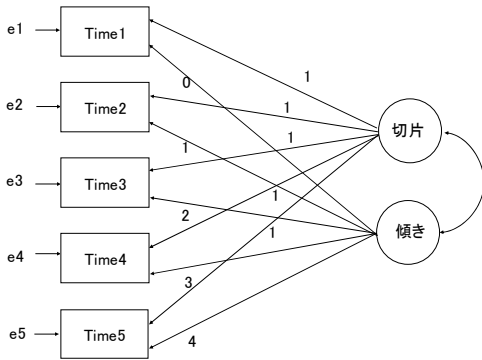


Fig.2-9 最初のモデル

は  $-0.372$  であった ( $p < .01$ )。性別から切片へのパスは  $-0.589$ , ( $p < .001$ ) であり, 性別は全体的自己価値の初期値に影響していた。しかし性別は傾きには影響しておらず ( $-0.013, p = .735$ ), 全体的自己価値の変化の仕方に性差がみられないことが示唆される。

(2) 身体的外見の自己評価

モデル 1

モデルの適合度は,  $\chi^2 = 20.289$  ( $df = 7, p < .01$ ); CFI = .981; RMSEA = .102 (90% C.I. = 0.052 ~ 0.155) であり, あてはまりはあまりよくなかった。

モデル 2

モデルの適合度は,  $\chi^2 = 22.560$  ( $df = 10, p < .05$ ); CFI = .986; RMSEA = .076 (90% C.I. = .026 ~ .123) であった。RMSEA を見るとモデル 1 より, 適合は良いようである。推定された分散は切片が .585 ( $p < .001$ ), 傾きが .012 ( $p < .01$ ) であり, どちらも有意であった。切片と傾きの相関は  $-0.032$  であり有意ではなかった。性別から切片へのパスは  $-0.700$  ( $p < .001$ ) であり, 性別は Time1 の身体的外見のレベルに影響していた。しかし性別は傾きには影響しておらず ( $-0.013, p = .735$ ), 身体的外見の変化には影響しないことが示唆される。

(3) スポーツ能力の自己評価

モデル 1

モデルの適合度は,  $\chi^2 = 10.133$  ( $df = 7, p = .181$ ); CFI = .996; RMSEA = .050 (90% C.I. = .000 ~ .111) であった。推定される分散は, 切片が 1.507, 傾きが .045 で

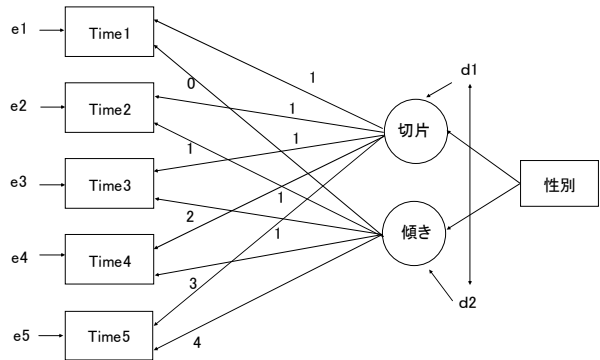


Fig.2-10 切片, 傾きへの性別の影響を考慮したモデル

あり, ともに有意であった ( $p < .001$ )。切片と傾きの両方に個人差がみられる。切片と傾きの相関は  $-0.232$  であり ( $p < .05$ ), Time1 のスポーツ能力の自己評価のレベルと変化の程度には関連がみられる。

モデル 2

モデルの適合度は,  $\chi^2 = 10.180$  ( $df = 10, p = .425$ ); CFI = 1.000; RMSEA = .010 (90% C.I. = .000 ~ .081) であった。モデルの適合は良いようである。推定される分散は切片が 1.386, 傾きが .045 であり, 有意であった ( $p < .001$ )。切片と傾きに相関がみられた ( $-0.238, p < .05$ )。また性別はスポーツ能力の切片に影響していた ( $-0.695, p < .001$ )。しかし傾きには影響していなかった ( $-0.005, p = .898$ )。スポーツ能力の Time1 のレベルに男女差はみられるが, スポーツ能力の変化の仕方に男女差はみられないと考えられる。

(4) 知的能力の自己評価

モデル 1

モデルの適合度は,  $\chi^2 = 9.672$  ( $df = 7, p = .208$ ); CFI = .996; RMSEA = .046 (90% C.I. = .000 ~ .109) であった。推定された切片の分散は .932 ( $p < .001$ ) であり, 傾きの分散は .023 ( $p < .001$ ) であった。この結果は Time1 の知的能力の自己評価のレベルと変化の程度に個人差があることを示している。切片と傾きの相関は  $-0.321$  で, 有意であった ( $p < .01$ )。Time1 の知的能力のレベルと知的能力の変化のレベルには関連がみられる。



## モデル 2

モデルの適合度は、 $\chi^2=9.975$  ( $df=10, p=.443$ ); CFI=1.000; RMSEA=.000 (90% C.I.=.000~.080) であった。推定された分散は、切片は .877、傾きは .023 であり、ともに有意であった ( $p<.001$ )。切片と傾きの相関は-.327であり有意であった ( $p<.01$ )。性別は切片には影響していたが ( $-.473, p<.01$ )、傾きには影響していなかった ( $-.005, p=.169$ )。

## 3. まとめ

全体的自己価値および具体的側面の自己評価が中学1年から3年までの2年間でどのように変化するかを縦断的に検討することが目的であった。その結果、全体的自己価値と具体的側面の自己評価は、自分自身にネガティブに評価するように変化する傾向がみられた。また性別は切片に影響しているが、傾きには影響していなかった。初期青年期の全体的自己価値と具体的側面の自己評価の程度に性差はみられるが、その変化の仕方に性差はみられないことが示唆される。

## 総合考察

研究1では、横断的に中学生の間に全体的自己価値および具体的側面の自己評価が変化するのかどうか検討した。その結果、女子は男子よりもネガティブに評価しているということ、中学1年生より3年生の得点が低く、中学生の2年間に全体的自己価値は低下し、具体的な側面への自己評価もスポーツ能力を除いてネガティブになることが示された。研究2では、中学1年から3年までの2年間に全体的自己価値および具体的側面の自己評価が変化するのかどうかを縦断的に検討した。その結果、ネガティブに評価するようになるという変化がみられ、その変化には性差はみられないことが示された。

横断的研究と縦断的研究の両方で、また愛知のサンプルと福島のサンプルの両方でのサンプルで、一貫して女子は男子よりもネガティブに評価しているということが示された。また全体的自己価値と具体的側面の自己評価の変化については、具体的側面の自己評価は、横断的検討ではスポーツ能力については変化がみられず、縦断的検討ではFig2-8を見るかぎり福島での知的能力には変化はみられないなど一貫した結果は得られなかった。しかし中学生は学年が上がるにつれて全体的自己価値が低下することが、横断的研究と縦断的研究の両方で示された。日本では、初期青年期には自

分自身にネガティブに評価するようになる傾向があること、こうした変化の仕方には性差がみられないことが示唆される。

## 文献

- 1) Steinberg, L.D. *Adolescence*. McGraw-Hill Higher education, (2005).
- 2) Jacobs, J., Lanza, S., Osgood, D., Eccles, J., & Wigfield, A. Changes in children's self-competence and values: Gender and domain differences across grades one through twelve. *Child Development*, **73**, 509-527. (2002).
- 3) Cole, D., Maxwell, S., Martin, J., Peeke, L., Seroczynski, A., Tram, J., et al. The development of multiple domains of child and adolescent self-concept: A cohort sequential longitudinal design. *Child Development*, **72**, 1723-1746. (2001).
- 4) Harter, S. *Identity and self development*. In S. Feldman and G. Elliott (Eds.). *At the threshold: the developing adolescent*. Cambridge: Harvard University Press. Pp.352-387, (1990).
- 5) O'Malley, P.M. & Bachman, J.G. Self-esteem: Change and stability between ages 13 to 23, *Developmental Psychology*, **19**, 257-268 (1983).
- 6) Rosenberg, M. Self-concept from middle childhood through adolescence. In J. Suls, & Greenwald, A. G. (Eds.), *Psychological perspective on the self*, vol.3. (Pp.107-136). Hillsdale, New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates. (1986).
- 7) Harter, S. *The Self-Perception Profile for Adolescents*. Unpublished manual, University of Denver, Denver, CO, (1988).
- 8) DuBois, D.L., Felner, R.D., Brand, S., Phillips, R. S.C., & Lease, A.M. Early adolescent self-esteem: A developmental-ecological framework and assessment strategy. *Journal of Research on Adolescence*, **6**, 543-579 (1996).
- 9) Rosenberg, M. *Society and the adolescent self-image*. Princeton, NJ; Princeton University Press, (1965).
- 10) 山本真理子・松井豊・山成由紀子 認知された自己の諸側面の構造 教育心理学研究, **30**, 64-69 (1982).

## 付記

本調査は、科研費・基盤研究（B）(1)14310055（研究代表者：氏家達夫，研究分担者：二宮克美・五十嵐敦，井上裕光）の補助を受け実施された。本論文は、平成14年度～平成17年度科学研究費補助金基盤研究 B（課題番号14310055）研究成果報告書「中学生の非行・反社会的問題行動に対する危険要因と防御要因についての縦断的検討」にて報告した内容を加筆・修正したものである。

本調査の実施にあたり，調査にご回答いただいた中学生の皆さん並びに調査にご協力いただきました各中学校の先生方に心より感謝いたします。

また本調査の共同研究者であり，常日頃ご指導いただいている名古屋大学の氏家達夫先生，愛知学院大学の二宮克美先生，福島大学の五十嵐敦先生，千葉県立保健医療大学の井上裕光先生に厚く御礼申し上げます。