

【論 文】

女子高校生における内的準拠枠による学業的自己概念の形成 —I/Eモデルに基づく分析—

宮本友弘^{1)*}, 相良順子²⁾

1) 東北大学高度教養教育・学生支援機構, 2) 聖徳大学児童学部

本研究では、理数系教科の学業的自己概念を過小評価する傾向にある女子高校生の支援を目指し、日本では検討されてこなかった内的準拠枠が、学業的自己概念の形成に及ぼす影響について検討した。3年間に渡って収集された女子高校生173名の国語、数学、英語の3教科の学力と学業的自己概念に関する縦断データを用いて、Marsh (1986) による「I/Eモデル (internal/external frame of reference(I/E)model)」に基づく分析を行った。その結果、いずれの学年においても、①国語、数学、英語の学力間の相関は強く、学業的自己概念間の相関は弱い、②ある教科の学業的自己概念に対して、当該の教科の学力の影響を統制した場合、他の教科の学力は負の影響を及ぼす、といったI/Eモデルから予測される結果が得られた。これにより、日本の女子高校生においても内的準拠枠の影響を受けて学業的自己概念を形成していることが示唆された。

1. 問題

1.1 学業的自己概念と男女差

学業的自己概念 (academic self-concept) とは、「数学が得意だ」といった、個人の学業に対する有能感を表す概念である (鳶島 2014a: 377)。それ自体が重要な結果変数であると同時に、学習意欲や学業達成など、他の望ましい心理的、行動的結果を促進する重要な媒介変数でもある (外山 2008: 560, 鳶島 2014b: 244)。そのため、学習者の学業的自己概念を高めることは、教育実践において重要な課題である (鈴木・武藤 2013: 291)。

従来から、理数系教科の学業的自己概念については、男子が女子より高い傾向があることが世界的に知られている (鳶島 2014a: 378)。我が国においても、高校生を対象にした次の研究で実証されてきた。

市原・新井 (2002) は、高校1, 2年生1,198名 (男子569名, 女子629名) を対象に国語、数学、英語の学業的自己概念について質問紙調査を行った。その結果、国語と英語では女子が男子より、数学では男子が女子よりも高かった。

また、鳶島 (2014a) は、2003年のOECD「生徒の学習到達度調査 (PISA)」(PISA2003) における日本

の高校1年生4,707名のデータ (ペーパーテスト及び生徒質問紙) を用いて、数学の学業的自己概念を分析した。その結果、数学の学力を統制した上でも、数学の学業的自己概念は、男子の方が女子よりも高かった。

さらに、古田 (2016) は、PISA2003のデータに、PISA2006のデータ (高校1年生5,952名) を加えて、数学と科学の学業的自己概念について分析した。その結果、数学、科学ともに女子は平均的に男性と同等の学力を持つにもかかわらず、学業的自己概念は男子よりも低かった。

このように、日本の高校生においても、理数系科目の学業的自己概念の男女差は頑健であり、さらに、鳶島 (2014a)、古田 (2016) の結果からは、女子は男子に比べて、理数系科目の学業的自己概念を過小に評価する傾向にあることが示唆される。先に述べた通り、学業的自己概念が望ましい心理的、行動的結果を促進する重要な媒介変数であるとするならば、こうした過小評価は、学習の諸側面に抑制的な影響を与えることが予想される。また、学力の自己認知は客観的な学力とは独立に「成功の見込み」(入試での合格や卒業等の主観的確率) に影響を与え、結果として個人の教育選択を左右する可能性がある (鳶島 2014a: 376)。実際、

*) 連絡先: 〒980-8576 仙台市青葉区川内28 東北大学高度教養教育・学生支援機構 tomohiro@tohoku.ac.jp

数学の学業的自己概念が現実の進路選択に影響することが示唆されている (Correll 2001: 1717-1723) .もし, 女子高校生が自己の能力を不当に過小評価し, 本来の実力にふさわしくない進路を選択しているとしたら, 教育的にも, 社会的にも看過できない問題である. この意味でも, 女子高校生の学業的自己概念を高めるための教育的支援が必要である. そして, 適切な支援を提供するためには, まず, 学業的自己概念がどのように形成されるかを明らかにすることが先決である. 本研究の基本的な問題意識はここにある.

1.2 学業的自己概念の準拠枠

1.2.1 外的準拠枠と内的準拠枠

さて, 学業的自己概念の形成においては, 学業成績といった客観的な情報だけでなく, 自分の能力を比較する際に用いる準拠枠 (frames of reference) が重要とされる (Byrne 1996=2009: 354-360, 榎本 1998: 105-110, 外山 2008: 567). 準拠枠は, 外的準拠枠 (external frames of reference) と内的準拠枠 (internal frames of reference) に大別される. 外的準拠枠による比較とは, 学校やクラスなどの集団や特定の他者と比較すること, すなわち, 社会的比較である. 一方, 内的準拠枠による比較とは, ある教科の成績を他の教科の成績と比較したり, 過去の成績と比較したりするといった, 個人内比較である.

準拠枠のうち, 外的準拠枠の効果としては, 「井の中の蛙効果 (big-fish-little-pond effect: BFLPE)」 (Marsh 1987) が世界的に知られている. これは, 同じ成績の生徒であっても, 学力水準の高い学校あるいはクラスの中では否定的な学業的自己概念を形成し, 逆に, 学力水準の低い学校やクラスの中では, 好ましい学業的自己概念を形成しやすいという現象である (外山 2008: 561). 統計的には, 学業的自己概念と個人の学業成績との間には正の相関関係, 学校やクラスの平均的成績との間には負の相関関係が示されることになる. なお, 学力水準の高い学校やクラスに所属すると, 優秀な他の生徒を同一視することによって, 学業的自己概念が高まるといった正の効果もあり, 栄光浴効果 (reflected glory effect) と呼ばれている (鈴木・武藤 2013: 292). BFLPE と栄光浴効果は同時に生起

するが, 後者は前者に比べてはるかに小さいことが実証されている (外山 2008: 565, 鈴木・武藤 2013: 292, 鳶島 2014a: 251).

一方, 内的準拠枠の効果については, Marsh (1986) が, 「I/Eモデル (internal/external frame of reference (I/E)model)」を用いて説明している. このモデルは, 数学の成績と英語の成績の間には強い相関関係があるにもかかわらず, 両者の学業的自己概念の間にはほとんど相関がないという事実を説明するために考案された. そこでは, 各教科の学業的自己概念の形成が, 外的準拠枠による比較 (外的比較) と内的準拠枠による比較 (内的比較) の両方に基づくことを前提とする. 例えば, 数学の学業成績と英語の学業成績がどちらも高い水準にあった場合, 両者は十分な相関もあることから, 外的比較では, 両者の学業的自己概念の間に正の相関をもたらすが, 内的比較では, 数学の学業成績と英語の学業成績は互いに比較されるので, 両者の学業的自己概念の間に負の相関をもたらす. そのため, 外的比較と内的比較を同時に行うことは, 英語と数学の学業的自己概念の相関をゼロに近づけることになるという. また, このモデルからは, 英語 (数学) の学業成績を一定にした場合, 数学 (英語) の学業成績は, 英語 (数学) の学業的自己概念に負の影響を与えると考えられ, 実証されている (Marsh 1990).

1.2.2 日本における準拠枠に関する先行研究

こうした準拠枠に関する研究は, 日本ではほとんど進められていない. 筆者の調べた限り, 次の4件だけであった.

鳶島 (2014b) は, PISA2003の日本調査のデータ (144校, 4707名) を使用して, 学校平均学力と生徒の学校地位認識が, 数学の学業的自己概念に及ぼす効果を分析した. ここでいう学校平均学力とは各学校の数学的リテラシーの成績の平均値であり, 各学校の客観的学力水準を指す. 一方, 学校地位認識とは, 質問紙の「今の学校に通っている理由」の設問に対して, 「この地域では他校より優秀な学校として知られているから」を選択しかたかどうかに基づくもので, 学校の学業面での相対的地位に関する生徒の主観的な認識を指す. 学業的自己概念に対して, 前者が負の関連性を示せば

BFLPEが、後者が正の関連性を示せば栄光浴効果が生じたことになる。その結果、学校平均学力は負の効果、学校地位認識は正の効果を示し、BFLPEと栄光浴効果が確認された。しかし、先行研究同様、栄光浴効果はBFLPEに比べ小さいものであった。

鈴木・武藤(2013)は、高校1, 2年生643名を対象に、一般的な高校生の学業水準との比較が、国語と数学の学業的自己概念に及ぼす影響を調査した。その結果、正の影響が示され、平均的な基準と比較して、自身の学業水準が高いと捉える生徒ほど、高い学業的自己概念を持つ傾向にあることが示唆された。

武藤(2011)は、学業的自己概念の準拠枠として、文系・理系集団に着目した。文理分け後は、文系(理系)を選択した生徒は相対的に文系(理系)科目が得意で、理系(文系)科目が苦手な生徒の多い集団の中で自分の学業成績を他者と比較することから、文理分け前に比べ、国語と数学の学業的自己概念が変化すると予測した。しかし文理分け前の高校1年生322名と文理分け後の2年生321名を対象に調べた結果、学業的自己概念には一貫した変化はみられなかった。文系・理系という準拠枠による社会的比較過程を表す変数を検討することが課題となった。そこで、武藤・鈴木(2012)は、高校1, 2年生589名を対象に、文系・理系集団との相対的学業水準の知覚(国語(数学)の学力は、あなたの学校の文系(志望)／理系(志望)の生徒たちと比較するとどのくらいか)が、国語と数学の学業的自己概念に影響するかを検討した。その結果、学校内での相対的学業水準の知覚(国語(数学)の学力は、あなたの学校の中でどのくらいか)の影響を統制しても、文系・理系集団との相対的学業水準の知覚は、それぞれ独自に国語と数学の学業的自己概念に影響を与えることが示唆された。

以上の通り、日本においてもBFLPEや栄光浴効果がみられ、また、学業的自己概念の形成には複数の外的準拠枠が使用されていることが明らかになっている。しかしながら、内的準拠枠については検討されてこなかった。

1.3 本研究の目的

そこで、本研究では、女子高校生の学業的自己概念

の形成に対して、内的準拠枠(学業成績の個人内比較)が影響を与えているかについて検討する。なお、学業的自己概念の形成過程は学力との関係を含めて複雑であり、一時点でのデータよりも縦断的なデータによる研究が求められている(Byrne 1996=2009: 350-354)。

この点も踏まえ、本研究では、研究協力校において3年間に渡って収集された国語、数学、英語の3教科の学力と学業的自己概念の縦断データに基づいて、まず、それらの発達的变化を分析する。次に、学力の横断的個人内比較の影響として、I/Eモデルから予測される各変数間の相関関係、すなわち、①3教科間の学力相互の相関は強く、学業的自己概念相互の相関は弱い、②ある教科の学業的自己概念に対して、当該の教科の学力の影響を統制した場合、他の教科の学力は負の影響を及ぼす、について検証する。さらに、もう一つの内的準拠枠として、学力の縦断的個人内変化についても併せて検討する。

2. 方法

2.1 調査対象

私立の女子高校201X年度入学者173名を対象とした。転入学・退学により、2年次は170名、3年次は167名であった。また、分析では欠席や記入漏れにより有効データ数に変動があった。

2.2 学力の測度

調査協力校において毎年実施されている標準学力テスト(ベネッセのスタディサポート)の国語、数学、英語の成績(全国を基準とした偏差値)を使用した。

2.3 学業的自己概念の測定

質問紙法によって国語、数学、英語について「どのくらい得意か」を5件法(1: 苦手, 2: やや苦手, 3: ふつう, 4: やや得意, 5: 得意)で尋ねた。201X年から3年間、毎年7月に実施した。質問紙は担任を通じて配布、回収された。

2.4 倫理的配慮

本研究は、第二著者が研究代表者を務める科研費に基づいていることから、倫理審査については、第二著

者が所属する聖徳大学の「ヒューマンスタディに関する倫理審査委員会」の承認を得て実施した。

3. 結果

3.1 学力と学業的自己概念の3年間の様相

3.1.1 学力と学業的自己概念の変化

表1は、各教科の学力（全国を基準とした偏差値）と学業的自己概念の記述統計量（平均と標準偏差）を学年別に示したものである。学年を要因にして分散分析を行った結果、学力については、数学 ($F(2,302) = 24.80, p < .01$) と英語 ($F(2,318) = 29.70, p < .01$) においてのみ、学年差が有意であった。多重比較の結果 (Bonferroni法, $p < .05$)、数学の学力は、1年 < 2年、3年、英語の学力は、1年 < 2年 < 3年であった。学業的自己概念については、いずれの教科においても学年差は認められなかった。

3.1.2 学力と学業的自己概念の関連性

学力と学業的自己概念の関連性をみるために、教科ごとに両者の相関係数を算出した(表2)。1年次では、3教科すべてにおいて有意な正の相関がみられた。2年次、3年次では、数学と英語においてのみ有意な正の相関がみられた。相関の強さをみると、1年次の英語、2年次の数学、英語が中程度、それ以外は弱かった。

表1 各教科の学力と学業的自己概念の記述統計量

		1年	2年	3年	
学力	国語 (N=160)	M	48.70	48.97	47.57
		SD	10.73	11.34	10.06
	数学 (N=152)	M	44.83	48.95	48.30
		SD	10.99	10.18	10.15
	英語 (N=160)	M	48.08	49.79	51.81
		SD	11.09	10.61	11.56
学業的自己概念	国語 (N=135)	M	2.76	2.80	2.82
		SD	1.15	1.05	1.13
	数学 (N=134)	M	2.40	2.25	2.22
		SD	1.39	1.36	1.30
	英語 (N=135)	M	2.42	2.47	2.39
		SD	1.33	1.27	1.21

M: 平均 SD: 標準偏差

表2 各教科における学力と学業的自己概念の相関

	1年 (N=164)	2年 (N=146)	3年 (N=160)
国語	.308**	.103	.154
数学	.356**	.517**	.374**
英語	.526**	.439**	.307**

注) 3年の数字はN=152

** $p < .01$

3.2 I/Eモデルの観点からの分析

3.2.1 各教科の学力相互及び学業的自己概念相互の相関

内的準拠枠による学業的自己概念の形成を確認するために、まず、各教科の学力どうし、学業的自己概念どうしの相関を算出した。表3に示した通り、学力どうしは、いずれの組み合わせにおいても有意な正の相関がみられた。相関の強さは中程度以上であった。一方、学業的自己概念どうしでは、1、2年次の国語と数学で有意な負の相関、国語と英語で有意な正の相関がみられた。いずれも相関の強さは弱かった。

3.2.2 各教科の学力が学業的自己概念に及ぼす影響

次に、各教科の学力が学業的自己概念に及ぼす影響をみるために、各教科の学力を独立変数、学業的自己概念を従属変数にして重回帰分析を行った。なお、表3に示した通り、各独立変数どうしには中程度以上の相関があるので、多重共線性を確認するために、各独立変数のVIF (Variance Inflation Factor) を算出した。VIFが5を超える場合、多重共線性が疑われる (山際・服部, 2016:186) が、すべて5未満であった。よって、多重共線性を考慮した解釈を行う必要はないと判断した。

表4は重回帰分析の結果を示したものである。3年の英語を除くすべての学年、教科の学業的自己概念に対して、当該教科の学力は一貫して、有意な正の寄与を示した (3年の英語の学業的自己概念に対する英語の学力の標準偏回帰係数は $p = .08$ であった)。国語の学業的自己概念に対しては、1、2年次では数学の学力が、3年次では英語の学力が有意な負の寄与を示した。数学の学業的自己概念に対しては、3年間一貫して英語の学力が有意な負の寄与を示した。英語の学業

表3 教科相互の学力及び学業的自己概念の相関

	学力			学業的自己概念		
	1年 (N=173)	2年 (N=170)	3年 (N=159)	1年 (N=166)	2年 (N=148)	3年 (N=161)
国語と数学	.577**	.597**	.419**	-.293**	-.182*	-.099
国語と英語	.620**	.690**	.719**	.155*	.199*	.060
数学と英語	.685**	.629**	.541**	-.027	-.051	.070

注) 3年の国語と英語の学力はN=167, 学業的自己概念はN=162

**p<.01 *p<.05

表4 各教科の学力を独立変数, 学業的自己概念を従属変数にした重回帰分析の結果

	国語の学業的自己概念			数学の学業的自己概念			英語の学業的自己概念		
	1年 (N=164)	2年 (N=146)	3年 (N=152)	1年 (N=164)	2年 (N=146)	3年 (N=152)	1年 (N=164)	2年 (N=146)	3年 (N=152)
	β	β	β	β	β	β	β	β	β
国語学力	.576**	.331**	.450**	-.151	-.063	-.045	-.180*	-.042	.065
数学学力	-.474**	-.285**	-.155	.694**	.734**	.553**	-.343**	-.137	.106
英語学力	.012	-.106	-.292*	-.370**	-.306**	-.293**	.873**	.548**	.213
R ²	.240**	.087**	.111**	.243**	.343**	.215**	.378**	.208**	.112**

β : 標準偏回帰係数 **p<.01 *p<.05

的自己概念に対しては, 1年次に国語と数学の学力が有意な負の寄与を示したが, 2年次以降は有意な負の寄与を示す独立変数はみられなかった。

3.3 学力の縦断的个人内変化と学業的自己概念の関連

学力の縦断的个人内変化として, 2年次以上において, 各教科の当学年次の学力(全国を基準とした偏差値)と前学年次の学力との差を求めた, それらと学業的自己概念との相関をみたところ, いずれも有意でなかった(表5)。

表5 各教科の学力の変化と学業的自己概念の相関

	2年 (N=143)	3年 (N=156)
国語	-.038	.156
数学	.095	.148
英語	-.072	.156

注) 3年の数学はN=148

4. 考察

本研究では, 日本では未検討の内的準拠枠の影響に焦点を当てながら, 女子高校生の学業的自己概念の形

成について検討した。具体的には3年間の縦断データを用いて, ①学業的自己概念の発達の様相, ②I/Eモデルから予測される各変数間の相関関係, ③学業的自己概念と学力の縦断的个人内変化との関連について分析した。以下, 分析結果に沿って考察を述べる。

まず, 学業的自己概念の発達の様相として, 高校3年間の学力と学業的自己概念の変化をみると, 学力については数学と英語は有意に向上したが, 学業的自己概念についてはすべての教科において同水準で推移した。このことから, 女子高校生の学業的自己概念は, 変動しにくいことが示唆される。

次に, 各学年次における学力と学業的自己概念の関連性をみると, 数学と英語はすべての学年次において正の有意な相関であったが, 国語は1年次のみで有意であった(ただし, 3年次の国語では, $p=.051$ であった)。これまでの研究から, 学力と学業的自己概念の間の相関は.30前後とされるが(外山 2004:246), 本研究の結果はおおむねそれに符合するものであった。

さて, 内的準拠枠が学業的自己概念の形成に関与している場合, I/Eモデルからは, ①国語, 数学, 英語の学力間の相関は強く, 学業的自己概念間の相関は弱い, ②ある教科の学業的自己概念に対して, 当該の教

科の学力の影響を統制した場合、他の教科の学力は負の影響を及ぼす、といった2つの結果が予測された。

①, ②ともにほぼ予測通りの結果が得られた。しかしながら、教科の組み合わせによって、学業的自己概念間の相関の大きさと方向、あるいは、学業的自己概念に対する学力の寄与の大きさと方向に違いがみられた。学業的自己概念間の相関では、1, 2年次の国語と数学、国語と英語においては有意であり、絶対値は0.3未満であったものの、相対的に他よりも強かった。また、国語の学業的自己概念には数学の学力が、数学の学業的自己概念には英語の学力が3年間一貫して負の影響を及ぼしていたが、英語の学業的自己概念には1年次以外、他の教科の学力が負の影響を及ぼすことはなかった。I/Eモデルでは、学業的自己概念が外的比較と内的比較の重みづけによって形成されるとしているが、数学と英語の2教科のみに関する研究に基づいている。本研究のように3教科以上の場合、どの教科どうしを比較するかによって、内的比較によるバイアスが異なるのかもしれない。さらに、学年によってもそれらが変動する。内的準拠枠が学業的自己概念に及ぼす影響は、単純ではないといえよう。

最後に、各教科の学力(全国を基準とした偏差値)の前学年次からの変化量と学業的自己概念との間との相関をみると、いずれの教科においても有意な相関はみられなかった。先述した高校3年間で数学と英語が有意に向上しても、学業的自己概念は変化しないという結果を踏まえると、学力の時系列的変化は明確に知覚されにくい、あるいは、知覚されたとしても、内的準拠枠として学業的自己概念にあまり影響しない可能性がある。

しかしながら、そもそも学力と学業的自己概念の間の因果関係について一貫した結果は出ておらず、縦断データを使用した構造方程式モデル(SEM)による分析が望まれている(Byrne 1996=2009: 350-354)。本研究ではこの点については分析できなかった。今後の課題としたい。

以上、本研究の結果からは、女子高校生が内的準拠枠によって学業的自己概念を形成している可能性が十分に考えられる。もちろん、日本では未検討であったので、今回のサンプルの結果だけで結論づけることは

できない。学力水準の異なる複数の学校を対象に、内的準拠枠だけでなく外的準拠枠に関する諸変数も組み込んだ検討が必要である。とはいえ、女子高校生のとくに理数系教科において過小評価しがちな学業的自己概念を改善する上では、少なくとも、外的準拠枠とともに内的準拠枠にも留意すべきである。

付記

本研究はJSPS科研費JP26380949の助成を受けたものである。

引用文献

- Byrne, B.M. 1996. "Academic Self-Concept: Its Structure, Measurement, and Relation to Academic Achievement". *Handbook of Self-Concept: Developmental, Social, and Clinical Considerations*. Bracken, B.A. (ed.). John Wiley & Sons, 287-316.
(尾崎仁美訳 2009. "学業的自己概念: その構造, 測定, 学力との関連". 自己概念研究ハンドブック 発達心理学, 社会心理学, 臨床心理学からのアプローチ. 梶田 叡一・浅田匡監訳. 金子書房, 335-367.)
- Correll, S.J. 2001. "Gender and the Career Choice Process: The Role of Biased Self-Assessments". *American Journal of Sociology*. 106(6), 1691-1730.
- 榎本博明. 1998. 「自己」の心理学—自分探しへの誘い—. サイエンス社.
- 古田和久. 2016. "学業的自己概念の形成におけるジェンダーと学校環境の影響". *教育学研究*. 83(1), 13-14.
- 市原学・新井邦二郎. 2002. "高校生における学業的自己概念の性差・コース間の差". *日本教育心理学会第44回総会発表論文集*, 255.
- Marsh, H.W. 1986. "Verbal and Math Self-Concepts: An Internal/External Frame of Reference Model". *American Educational Research Journal*. 23, 129-149.
- Marsh, H.W. 1987. "The Big-Fish-Little-Pond Effect on Academic Self-Concept". *Journal of Educational Psychology*. 79, 280-295.
- Marsh, H.W. 1990. "Influences of Internal/External Frames of Reference on the Formation of Math and

English Self-Concepts”. *Journal of Education Psychology*. 82, 107-116.

武藤 世良. 2011. “高校生の学業的自己概念を決めるのは何か? -社会的比較の準拠枠としての文系・理系-”. 日本教育心理学会第53回総会発表論文集, 48.

武藤 世良・鈴木 雅之. 2012. “高校生の学業的自己概念の形成に関する研究(2) -文系・理系集団との比較過程の影響-”. 日本教育心理学会第54回総会発表論文集, 551.

鈴木 雅之・武藤 世良. 2013. “平均的な学業水準との比較による学業的自己概念の形成 -学業水準の高い高校に所属する生徒に焦点を当てて”. *パーソナリティ研究*. 21(3), 291-302.

外山美樹. 2004. “中学生の学業成績と学業コンピテンスの関係に及ぼす友人の影響”. *心理学研究*. 75(3), 246-253.

外山美樹. 2008. “教室場面における学業的自己概念 -井の中の蛙効果について-”. *教育心理学研究*. 56(4), 560-574.

鳶島 修治. 2014a. “高校生の教育期待に対する性別と出身階層の影響 -学力に関する自己認知の媒介効果の検討-”. *社会学評論*. 65(3), 374-389.

鳶島 修治. 2014b. “学業的自己概念に対する学校平均学力の対比効果と同化効果”. 東北大学大学院教育学研究科研究年報. 62(2), 241-255.

山際勇一郎・服部環. 2016. 文系のためのSPSSデータ解析. ナカニシヤ出版.

