

## 学習場面における有能感と興味の発達

— 小学4年生から中学3年生までを対象とした横断的研究 —

筑波大学大学院 (博) 心理学研究科 市原 学

筑波大学心理学系 新井邦二郎

The development of academic perceived competence and intrinsic interest: A cross-sectional study in grade 4 through 9 students

Manabu Ichihara (*Doctoral Program in Psychology, University of Tsukuba, Tsukuba 305-8572, Japan*) and Kunijiro Arai (*Institute of Psychology, University of Tsukuba, Tsukuba 305-8572, Japan*)

In this study, we investigate the developmental changes in perceived competence and intrinsic interest of children in academic settings. The participants in this study were 2,151 pupils from grade 4 to grade 9. They completed a questionnaire related to perceived competence and interest for Japanese, math, science, and social science subjects. The results showed that (1) perceived competence and interest differed over the four subject areas. (2) The relation between perceived competences for the four subjects and relation between competence and interest within a subject were weaker in junior high school students than in elementary school pupils. (3) Although perceived competences and interests declined with age, the extent of these declines differed across the four subject areas.

**Key words:** 有能感, 興味, 発達的变化

子どもの学習に対する有能感や興味についての発達の研究は多くの研究者が関心を向けるところと考えられる。なぜならば、学習への有能感や興味は成績や学習行動との間にポジティブな関係があり、学習意欲を促進する、もしくは学習意欲の構成要素と考えられているからである。

新井 (1995) は小学生低学年から中学生3年生を対象に、学習意欲の発達の変化を検討したところ、叱られるから勉強するといったような、直接的な賞罰による学習意欲は加齢とともに低下するが、その一方で好きだから勉強するといったような内発的学習意欲も低下することを明らかにしている。桜井 (1983) は有能感について、Harter (1982) の認知されたコンピテンス尺度を邦訳し小学校3年生から中学校3年生までを対象に、発達の変化を調べたと

ころ、学習における有能感は加齢とともに低下することを明らかにした。これらの結果は加齢とともに学習に対する嫌悪感が増したり、「学習=おもしろくないもの」というイメージが持たれやすかったりすることを反映しているように思える。しかし、その一方で各教科についてはどうなのだろうか。各教科の有能感、興味の発達的变化について調べた研究はわが国では皆無である。海外ではFredricks & Eccles (2002) は数学とスポーツについて、Jacob, Lanza, Osgood, Eccles, & Wigfield (2002) は数学、言語、スポーツについて、Marsh, Craven, & Debus (1998) は読み、数学、学業全般について発達的变化を調べたところ、概して有能感や興味などの学習意欲は加齢とともに低下することが明らかにされた。しかし、低下する割合は教科ごとに異なる

り、たとえば数学有能感では直線的低下をするのに対して、言語やスポーツでは曲線的な低下を示していた。これらの結果を見ると、わが国の子ども達も学年が上がるとともに有能感や興味は低下していくものと考えられる。しかし、海外とわが国では小中学校での教師の指導方法が同一であるとは考えられない。また同じ教科でも、海外とわが国では教育目標が異なることもありうる。こういった指導形態や教育目標の相違などの文化差がわが国の子ども独自の発達の変化をもたらすのかもしれない。また上記の研究では、数学や言語などの教科に関する発達の変化は盛んに検討されているが、他の教科についてはあまり調査が行われていない。他の教科に関する発達の変化も調べる必要があろう。

次に各教科の有能感相互の関係、興味相互の関係、また有能感と興味の間についても発達的な変化は見られるのだろうか。Shavelson, Hubner, Stanton (1976) は自己概念を“自分自身についての知覚”と簡単に定義した上で、自己概念は階層構造を持つと考えた。そして自己概念の発達の特徴として、未分化なものから次第に分化されていき、領域に固有の自己概念が現れてくることを述べた。Marsh (1990) はオーストラリアで、5年生から10年生を対象に学業的自己概念の構造を検討し、5年生から6年生においては各教科間の相関は.037～.91、7年生から10年生においては-.03～.98であった。しかし、Marshの研究ではShavelson et al. が仮定したような発達の変化については検討されておらず、この点についても調べる必要がある。

本研究では学習において重要な役割を果たすと考えられる、有能感と興味の発達の変化を教科レベルにおいて検討することを目的とする。

## 方 法

**調査対象** 茨城県内の公立小学校4年生から公立中学校3年生までの合計2151名。内訳は小学校4年生男子145名、女子121名、5年生男子151名、女子148名、6年生男子153名、女子135名、中学校1年生男子229名、女子181名、2年生男子242名、女子233名、3年生男子212名、女子201名であった。調査協力校数は小学校3校、中学校3校で、合計6校であった。

**質問紙** (a) 各教科の有能感。国語、数学(小学生では算数)、理科、社会の有能感について質問紙による調査を行った。桜井(1983)の認知されたコンピテンス尺度の学業領域の項目とMarsh(1990)のacademic self-description questionnaire (ASDQ)

を修正して用いた。前者は一般的な学習での有能感を尋ねるものであり、後者はオーストラリアの教科学習についての有能感を尋ねるものである。したがって本調査の目的に照らし、わが国において行われている各教科の有能感について尋ねるように修正を施した。1教科あたり6項目、「全く当てはまらない(1)」から「当てはまる(5)」までの5件法。得点が高いほど各教科の有能感が高いことを示す。(b) 各教科の興味。田中・山内(2000)を修正して用いた。田中・山内の研究では一般的な学習への興味を尋ねているため、本調査の目的に照らし、国語、数学(小学生では算数)、理科、社会の興味を尋ねるように修正を施した。1教科あたり5項目、「全く当てはまらない(1)」から「当てはまる(5)」までの5件法。得点が高いほど各教科に対する興味が強いことを示す。質問紙は全部で44項目から構成されている。

**調査手続き** 2002年7月にクラス単位で集団形式で実施された。調査実施時にクラス担任教師から本調査は無記名式のアンケート調査であること、本調査への回答が学校での成績に影響しないことなどが説明された。

## 結 果

結果については、項目の取捨選択、因子分析、因子間相関、有能感と興味それぞれの発達の変化の順に述べる。

**項目の取捨選択** 全44項目に対して、天井効果、フロア効果などが見られるかどうかを調べた。本調査では各項目1点から5点の範囲を取っており、分布の歪度が1を超える項目を個人差が現れない項目としたが、該当する項目は見られなかったため、全項目を以下の分析に使用することにした。

**因子分析** 有能感と興味については別個に確認的因子分析を行った。統計ソフトはAmos.4を用いた。まず有能感については以下の複数のモデルを仮定した上で、相互の適合度を比較検討した。なお各学年について母集団が異なると仮定している多母集団同時分析(田部井, 2001)を行った。(1) 1因子モデル。このモデルでは、有能感についてのすべての項目が1因子で表現されると仮定している。(2) 4因子直交モデル。このモデルでは“因子負荷量は各学年間で同一である”と制約を置き、さらに“すべての学年で因子間相関は0である”と固定している。(3) 4因子斜交モデルA。このモデルでは4因子直交モデルと同様に“因子負荷量は各学年間で同一である”と制約を置いているが、因子間相関を認

めている。しかし“因子間相関は各学年同一である”という制約を置いている。(4) 4 因子斜交モデル B。このモデルでは“因子負荷量が各学年同一である”という制約を置いているが、4 因子斜交モデル A とは異なり、“因子間相関は各学年間で異なる”と仮定している。結果を Table 1 に示す。1 因子モデルは TLI, CFI, RMSEA などのモデルの適合度指標において十分な値が得られていない。4 因子直交モデルは 1 因子モデルに比べれば良好な適合度を示しているが、斜交モデルに比べると不十分である。4 因子斜交モデルについてはモデル A、モデル B とともに良好な適合度を示し、甲乙つけ難い。モデルに課した制約の厳しさを考えればモデル A を採択することも問題ないといえる。しかし、本研究では教科間の関係における発達の傾向をより詳細に検討することを目的としており、かつ AIC を比較した上で 4 因子斜交モデル B を採択した。因子負荷量はすべての因子において .38～.89 (すべて  $p < .01$ ) の範囲にあり十分な値を示していた。 $\alpha$  係数は国語=.84, 数学=.91, 理科=.89, 社会=.89 であり、十分な内的一貫性を備えていた。

次に興味についても有能感と同様の複数のモデルを仮定し、相互に比較検討した。(1) 1 因子モデル。このモデルでは、興味についてのすべての項目が 1 因子で表現されると仮定している。(2) 4 因子直交モデル。このモデルでは“因子負荷量は各学年間で同一である”と制約を置き、さらに“すべての学年で因子間相関は 0 である”と固定している。(3) 4 因子斜交モデル A。このモデルでは 4 因子直交モデルと同様に“因子負荷量は各学年間で同一である”と制約を置いているが、因子間相関を認めている。しかし“因子間相関は各学年同一である”という制約を置いている。(4) 4 因子斜交モデル B。このモデルでは“因子負荷量が各学年同一である”

という制約を置いているが、4 因子斜交モデル A とは異なり、“因子間相関は各学年間で異なる”と仮定している。結果を Table 1 に示す。有能感と同様、興味についても斜交モデル A、斜交モデル B とともに甲乙つけたいが、教科間における発達の傾向を詳細に検討するため、および AIC の値を参考に 4 因子斜交モデル B を採択した。因子負荷量はすべての因子において .58～.92 (すべて  $p < .01$ ) の範囲にあり、十分な値を示していた。 $\alpha$  係数は国語=.89, 数学=.92, 理科=.91, 社会=.92 であり、十分な内的一貫性を備えていた。

有能感、興味のどちらについても、教科ごとに分かれ、かつ教科間の関係は学年間で異なるという 4 因子斜交モデル B を採択した。

**因子間相関** 有能感についての因子間相関を Table 2 に示す。全学年において 4 教科 6 つの組み合わせについてすべて有意な正の相関 (すべて  $p < .01$ ) が見られた。概して小学 4～6 年、中学 1～3 年の間で大きな違いは見られないが、小学生では .41～.54、中学生では .27～.31 の範囲で、小学生のほうが中学生に比べ因子間相関が強いといえそうである。

興味についての因子間相関を Table 3 に示す。すべての組み合わせについて全学年有意な正の相関係数 (すべて  $p < .01$ ) が得られた。小学生においては .29～.39、中学生においては .23～.33 の範囲で、有能感とは異なり各教科の興味の関係については発達の傾向はあまり見られないといっていいただろう。

各教科の有能感と興味の相関を Table 4 に示す。どの教科においても有意な正の相関 (すべて  $p < .01$ ) が見られた。小学 4～6 年生、中学 1～3 年生の間で相関係数に大きな違いは見られないが、小学生においては .70 程度、中学生においては .59～

Table 1 モデル全体の適合度

	$\chi^2$	df	p	TLI	CFI	RMSEA	AIC
有能感							
1 因子モデル	19338.106	230	.000	.380	.436	.197	19430.106
4 因子直交モデル	5485.431	1716	.000	.892	.888	.032	5653.431
4 因子斜交モデル A	4456.267	1710	.000	.921	.918	.027	4636.267
4 因子斜交モデル B	4290.366	1680	.000	.924	.923	.027	4530.366
興味							
1 因子モデル	20650.298	170	.000	.286	.361	.237	20730.298
4 因子直交モデル	2852.124	1070	.000	.939	.943	.028	3232.124
4 因子斜交モデル A	1936.491	1064	.000	.970	.972	.020	2328.491
4 因子斜交モデル B	1871.366	1034	.000	.970	.973	.019	2323.366

Table 2 各教科の有能感の相関

	小学4年生	5年生	6年生	中学1年生	2年生	3年生
国語⇔数学	.476	.335	.411	.175	.112	.167
国語⇔理科	.444	.384	.610	.429	.273	.294
国語⇔社会	.689	.587	.593	.283	.353	.399
数学⇔理科	.482	.318	.385	.344	.278	.445
数学⇔社会	.515	.402	.342	.232	.298	.194
理科⇔社会	.631	.449	.591	.276	.328	.358
相関の平均	.540	.413	.489	.290	.274	.310
標準偏差	.098	.098	.122	.088	.085	.112

すべて1%水準で有意。

Table 3 各教科の興味の相関

	小学4年生	5年生	6年生	中学1年生	2年生	3年生
国語⇔数学	.352	.309	.201	.222	.216	.207
国語⇔理科	.292	.394	.390	.376	.234	.355
国語⇔社会	.559	.559	.312	.320	.367	.415
数学⇔理科	.340	.358	.257	.305	.147	.407
数学⇔社会	.383	.336	.301	.351	.329	.274
理科⇔社会	.431	.326	.256	.259	.090	.336
相関の平均	.393	.380	.286	.306	.231	.332
標準偏差	.094	.092	.064	.057	.105	.080

すべて1%水準で有意。

Table 4 各教科の有能感と興味の関係

	小学4年生	5年生	6年生	中学1年生	2年生	3年生
国語	.633	.603	.651	.594	.492	.572
数学	.760	.716	.788	.647	.708	.679
社会	.687	.702	.593	.593	.654	.677
理科	.735	.760	.781	.541	.609	.679
相関の平均	.704	.695	.703	.594	.616	.652
標準偏差	.056	.066	.097	.043	.092	.053

すべて1%水準で有意。

.65の範囲であり、小学生のほうがやや強い相関を示している。

**各教科の有能感、興味における発達的变化** 各教科の有能感、興味について項目得点を加算し、項目数で除し、尺度得点を算出した。得点範囲は最小値1点、最大値5点となる。先行研究(Eccles, Wigfield, Harold, & Blumenfeld, 1993; Marsh, 1989)では有能感や興味に関して性差が見られたものもあるため、本研究においても、性差を考慮した。尺度の平均値と標準偏差をTable 5に示す。それらを図示したものがFigureである。学年、性別を

説明変数、各教科の有能感、興味を基準変数として重回帰分析を行った。国語有能感( $\beta = -.17, p < .01$ ), 数学有能感( $\beta = -.31, p < .01$ ), 理科有能感( $\beta = -.35, p < .01$ ), 社会有能感( $\beta = -.21, p < .01$ ), 国語興味( $\beta = -.10, p < .01$ ), 数学興味( $\beta = -.22, p < .01$ ), 理科興味( $\beta = -.32, p < .01$ )は学年が進むにつれて低下する傾向を示した。社会興味については発達とともに低下するという傾向は見られなかった( $\beta = -.05, p > .01$ )。性別については国語有能感( $\beta = .11, p < .01$ ), 数学有能感( $\beta = -.19, p < .01$ ), 理科

Table 5 各尺度における平均値と標準偏差

	小学4年生		5年生		6年生		中学1年生		2年生		3年生	
	男	女	男	女	男	女	男	女	男	女	男	女
国語 有能感	3.15 .86	3.40 .82	2.98 .84	3.19 .76	3.25 .77	3.39 .81	2.82 .86	2.93 .85	2.69 .85	2.85 .78	2.81 .84	3.11 .75
国語 興味	3.14 1.07	3.47 1.02	3.03 1.00	3.51 .94	3.16 .88	3.53 .96	3.18 1.06	3.31 1.11	2.96 .80	3.06 .95	2.91 .92	3.26 .94
数学 有能感	4.07 .93	3.66 .93	3.72 1.00	3.30 1.01	3.61 1.00	3.11 .90	3.32 1.01	2.70 .96	3.02 1.16	2.72 1.10	3.02 1.16	2.69 1.00
数学 興味	4.22 1.02	3.82 1.02	3.87 1.12	3.59 1.12	3.78 1.03	3.35 1.09	3.71 1.01	3.35 1.11	3.34 1.12	3.11 1.12	3.37 1.17	3.22 1.05
理科 有能感	3.72 .86	3.59 .92	3.44 .92	3.41 .88	3.66 .82	3.60 .75	3.18 .95	2.77 .87	2.89 .95	2.54 .92	2.97 .94	2.59 .80
理科 興味	4.18 .95	3.90 1.08	3.92 1.05	3.93 .93	4.06 .83	3.95 .85	3.82 .93	3.60 1.08	3.27 1.04	2.87 1.02	3.38 1.06	3.07 1.04
社会 有能感	3.19 .93	3.22 .95	3.05 .95	3.10 .95	3.41 .92	3.22 .94	2.72 1.00	2.28 .93	2.90 1.04	2.58 .98	2.68 1.04	2.64 .95
社会 興味	3.35 1.11	3.20 1.12	3.30 1.12	3.31 1.12	3.72 1.02	3.74 1.07	3.57 1.08	3.46 1.12	3.70 1.02	3.66 1.08	2.89 1.17	2.99 1.10

上段=平均値, 下段=標準偏差

有能感 ( $\beta = -.13, p < .01$ ), 国語興味 ( $\beta = .14, p < .01$ ), 数学興味 ( $\beta = -.13, p < .01$ ), 理科興味 ( $\beta = -.11, p < .01$ ) において性の効果が見られた。国語の有能感と興味については女子の方が男子よりも高く, その他数学有能感, 理科有能感, 数学興味, 理科興味については男子のほうが女子よりも高いといえる。社会有能感 ( $\beta = -.08, p > .01$ ), 社会興味 ( $\beta = -.01, p > .01$ ) については性差が見られなかった。

### 考 察

本研究の目的は, 学習場面において重要な役割を果たすと考えられる, 有能感や興味の発達を教科レベルで検討することであった。各教科の有能感や興味の相互の関係, 発達の変化の順に考察していく。

**各教科の有能感, 興味の関係** 因子分析の結果, すべての教科の有能感, または興味を1因子で表現しようとする1因子モデルの適合度は低く, 4因子斜交モデルAおよびBの適合度は高かった。この結果から, 小中学生はそれぞれの教科に独自の有能感や興味を持っていることが明らかにされた。4因子

斜交モデルAとBを比較したところ, 適合度にそれほど違いは見られなかったが, 教科間における発達の変化を詳細に見るため, 4因子斜交モデルBを採用した。

有能感については, 教科間において小学校4年~6年, 中学校1年~3年の間であまり違いは見られなかったが, 小学校から中学校に移行する段階で, 大きな相関の低下が見られた。中学生になると教科学習の難易度が高まり, 得意不得意という意識が明確になってくるのではないだろうか。そういったことが中学生での各教科間の有能感の関係の低下を引き起こしているのではないだろうか。また中学生になると, 特に国語有能感と数学有能感, 理科有能感と社会有能感の相関が低下している。これは文系, 理系といった教科の枠組みと一致している。Shavelson et al. (1976) は自己概念は発達とともに分化してくると述べているが, 本研究の結果を見ると, 自己概念はただ無秩序に分化されるのではなく, 分化しながらも新たな枠組みに統合されていくと考えることもできよう。

興味については, 各教科間において発達の傾向は見られなかった。本研究で対象とされたす

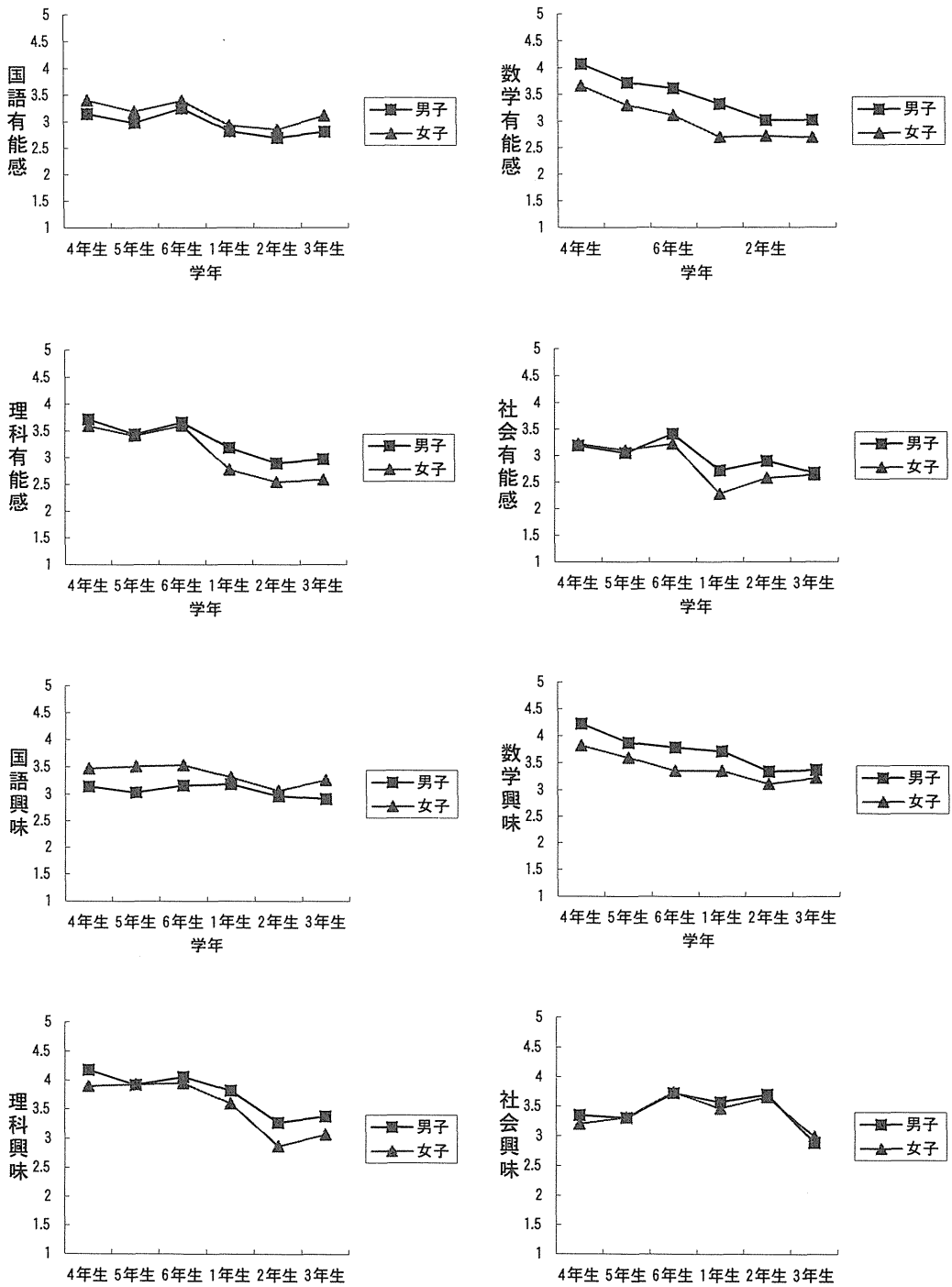


Fig. 各教科の有能感と興味の発達の變化

すべての学年で、弱～中程度の関係が見られた。この結果は学習全般に興味を持つ子どもがいる一方で、ある教科に対しては興味を持っているが、他の教科に対しては興味を持っていない子どもも相当数いることを示していると考えられる。

教科内における有能感と興味の関係は中学生になると低下してくる。新井(1995)は学習意欲の発達的变化について小学生から中学生になるにつれて、“受験のため”、“将来のため”といった自己実現のための学習意欲が増大してくることを指摘している。中学生では“勉強は嫌い。だけど、将来のために勉強する”ことでテストでよい点を取り、有能感を育むこともあるだろう。小学生の段階では受験や将来のためといった外部からの要請がほとんどない。したがって“面白いから、好きだから”といった理由により学習し、結果として有能感を育むのではないだろうか。こういった学習行動の理由の多様化が、興味と有能感の関係を発達とともに弱めていくのではないだろうか。

**各教科の有能感、興味における発達的变化** 社会興味以外のすべての教科の有能感、興味については学年が上がるとともに低下するという発達的变化が見られた。有能感については教科学習の困難度、自己評価、つまり有能感の正確性という観点から説明が可能であろう。学校の教科学習は学年が上がるにつれて、子どもの経験に密着した具体的な内容から、より抽象度が増していく。そういった内容の変化に順応できない子どもが増えていき、結果として学年が上がるとともに有能感が低下していくと考えられる。また、幼少期の子どもの自己評価、つまり有能感是非現実的なまでにポジティブであるといわれる(Nicholls, 1979)。小学校に入学すると、テストの点数や通知表などを友人と比べるなど、社会的比較行動の頻度が増して子どもの有能感はより現実に即したものとなっていくと考えられる。

興味については、学習が学年が上がるとともに“受験のため”、“いい点を取るため”といった手段性の強調や、授業の形態の変化などが関係していると考えられる。また授業の形態は小学校低学年では実験、観察、見学など活動を重視した授業を比較的多く行う。それが中学生になると、教室内で教師からの知識伝達が中心の授業形態となる。そうして子どもは学習を“楽しいもの”、“自分とかかわりのあるもの”から“楽しくないもの”、“イメージしにくいもの”と考えるようになり、結果として興味を減退させていくと考えられる。

しかし、低下の程度を見ると、教科間でかなりの違いが見られた。特に数学有能感、理科有能感、数

学興味の低下傾向は顕著であった。Pekrum (1993)によれば、興味や内発的動機づけは学年が上がるとともに低下し、これは特に自然科学と数学分野で当てはまるといわれ、本研究の結果はこれと一致する。先ほども述べたように、小学校の授業は実験観察など体験を重視したもので、中学校になると教室内で教師からの知識伝達が中心となり、これは自然科学の学習である理科において顕著である。こうした指導形態の変化が自然科学分野での有能感や興味の顕著な低下を引き起こしているのではないだろうか。

性差については国語有能感、国語興味は女子のほうが高く、数学有能感、理科有能感、数学興味、理科興味については男子のほうが高いという結果が得られた。これは先行研究の結果とほぼ一致している。Marsh (1989)は性的なステレオタイプが子どもの自己認知の側面に影響しているのではないかと述べている。しかし、性的なステレオタイプと子どもの有能感、興味との関係を扱った研究は皆無であり、今後さらなる研究が必要であろう。

最後に本研究の限界を踏まえた上で今後の課題について述べる。本研究は1時点で様々な年齢群の子どもに有能感や興味を聞くという横断的計画による発達研究であった。2000名を超える比較的大規模な調査により、地域差などの独自の要因をできるだけ排除したが、ある特定の年齢集団の独自の特徴などの要因は統制できていなかった可能性がある。たとえば、学習指導要領の改訂などにより、ある年のある学年は教室内での知識伝達が主体の授業を受けていたが、次年度のその学年の子ども達は実験をたくさん行っていたという可能性もある。そうした年齢集団の独自の特徴は単一集団に対して追跡的に調査を行う縦断的調査において得られた結果を発達の一般的傾向として結論づけるのにも問題となる。したがって今後は多様な年齢集団を追跡的に調査するといった、横断的調査と縦断的調査を組み合わせたmulticohort-multioccasion計画(Marsh et al., 1997)による調査をしていく必要がある。

次に、本研究では従来わが国で行われていた有能感や興味の発達の研究を教科レベルで検討し、それぞれの教科に独自の傾向があることを示したが、主要教科と考えられる国語、数学、理科、社会のみを検討の対象としていた。体育、美術などいわゆる実技教科と呼ばれるものについても検討する必要があるだろう。それらの教科は体を動かしたり、絵を描いたり体験を重視しているため、その有能感や興味については本研究で得られた結果とは異なるものが得られるかもしれない。

## 引用文献

- 新井邦二郎 1995 「やる気」はどこから生まれるか—学習意欲の心理— 児童心理, 2月号臨時増刊, 3-11.
- Eccles, J.S., Wigfield, A., Harold, R & Blumenfeld, P.B. 1993 Age and gender differences in children's self- and task perceptions during elementary school. *Child Development*, 64, 830-847.
- Fredricks. J.A. & Eccles. J.S. 2002 Children's competence and value beliefs from childhood through adolescence: Growth trajectories in two male-sex-typed domains. *Developmental Psychology*, 38, 519-533.
- Harter, S. 1982 The perceived competence scale for children. *Child Development*, 53, 87-97.
- Jacob, J.S., Lanza, S., Osgood, D.W., Eccles, J.S. & Wigfield, A. 2002 Changes in children's self-competence and values: Gender and domain differences across grades one through twelve. *Child Development*, 73, 509-527.
- Marsh, H.W. 1989 Age and sex effects in multiple dimensions of self-concept: Theoretical and empirical justification. *Journal of Educational Psychology*, 81, 417-430.
- Marsh, H.W. 1990 The structure of academic self-concept: The Marsh/Shavelson model. *Journal of Educational Psychology*, 82, 623-636.
- Marsh, H.W., Craven, R & Debus, R. 1998 Structure, stability, and development of young children's self-concepts: A multicohort-multioccasion study. *Child Development*, 69, 1030-1053.
- Nicholls, J.G. 1979 Development of perception of own attainment and causal attributions for success and failure in reading. *Journal of Educational Psychology*, 71, 94-99.
- Pekrum, R. 1993 Facets of adolescents' academic motivation: A longitudinal expectancy-value approach. In M. Maehr & P. Pintrich (Eds.), *Advances in motivation and achievement*. Vol. 8. Greenwich, CT: JAI Press. Pp. 139-189.
- 桜井茂男 1983 認知されたコンピテンス測定尺度(日本語版)の作成 教育心理学研究, 31, 245-249.
- Shavelson, R.J., Hubner, J.J & Stanton, G.C. 1976 Self-concept: Validation of construct interpretations. *Review of Educational Research*, 3, 407-441.
- 田部井明美 2001 SPSS 完全活用法—共分散構造分析(AMOS)によるアンケート処理— 東京図書
- 田中あゆみ・山内弘継 2000 教室における達成動機, 目標志向, 内発的興味, 学業成績の因果モデルの検討 心理学研究, 71, 317-324.

(受稿9月30日: 受理10月22日)



# 完全主義は抑うつを予測できるのか

## — 小学生の場合 —

筑波大学心理学系 桜井 茂男

Can perfectionism predict depression in elementary school children?

Shigeo Sakurai (*Institute of Psychology, University of Tsukuba, Tsukuba 305-8572, Japan*)

This study was conducted to investigate whether perfectionism can predict depression in Japanese elementary school children. Initially, 361 fifth- and sixth-graders were administered a questionnaire including perfectionism and depression-related scales. Three months later, the same children were also administered a questionnaire including depression-related scales. The results of hierarchical multiple regression analysis indicated that while a 'desire for perfectionism' subscale of the perfectionism scale can negatively predict depression, 'concern over results' and 'high personal standard' subscales can positively predict depression.

**Key words:** perfectionism, depression, elementary school children, hierarchical multiple regression analysis.

### 問題と目的

「やるべきことは完璧にやろう」という気持ちをもって物事に取り組むことは、自らを向上させるために重要である。しかし、完璧でないと気がすまなかったり、多くのことに完璧を求めたりすると、理想と現実のギャップに苦しむことになる。

過度に完全性を求めることを「完全主義(perfectionism)」という。完全主義者(完全主義傾向が高い人)は高い目標を掲げ、その達成に向けて努力し、厳しい評価をする。「成功か失敗か」というような極端な評価をするため、目標に少しでも達しない場合は失敗と判断する。そのため、多くの完全主義者は(主観的にはあるが)失敗を多く経験し、それが元になって自己評価を下げ、やがては抑うつに陥るものと予想される。

ところで、完全主義(傾向)は自己評定式の質問紙によって測定されることが多い。そのような質問紙の中には、完全主義を一次元的に捉えるものと多次元的に捉えるものがある。前者の代表はBurns(1980)の質問紙であり、後者の代表は二つあり、

ひとつはHewitt & Flett(1990, 1991a)の質問紙、もうひとつはFrost, Marten, Lahart & Rosenblate(1990)の質問紙である。後二者の違いは、Hewitt & Flett(1990, 1991a)の質問紙が、完全主義を、①自分から自分に向かうもの(自己志向的完全主義: self-oriented perfectionism)、②自分から他者に向かうもの(他者志向的完全主義: other-oriented perfectionism)、③他者から自分に向かうもの(社会規定的完全主義: socially prescribed perfectionism)というように、自分と他者との関係から多次元的に捉えているのに対して、Frost et al.(1990)の質問紙は、おもにHewitt & Flett(1990, 1991a)の①に当たる自己志向的完全主義を多次元的に捉えている点にある。

これらの質問紙はいずれも大学生を対象に開発されたものであるが、欧米ではこうした質問紙を用いて抑うつとの関係が検討されている。まず、Burns(1980)の質問紙を用いたHewitt & Dyck(1986)は、2時点での測定に基づいて完全主義が抑うつに及ぼす影響を検討した。その結果、抑うつを予測できるのは2カ月前の抑うつであり完全主義ではない

こと、完全主義は同時点の抑うつと関連するのみであることを見いだした。しかし、Burnsと同じ自己志向的完全主義を多次元的に捉える質問紙を開発したFrost et al. (1990)は、その質問紙を用いて抑うつとの関連を検討した。その結果、下位尺度のいくつかにおいて完全主義傾向が高いほど抑うつも高いという関係が見いだされた。

一方、Hewitt & Flett (1991a)も、自らが作成した質問紙を用いて抑うつとの関係を検討した。その結果、自己志向的完全主義と社会規定的完全主義が抑うつと関連することが認められた。さらに、Hewitt & Flett (1991b)は、単極型抑うつ群、不安神経症群、健常者群の3群を設定しそれらの完全主義を比較した。自己志向的完全主義においては単極型抑うつ群が他の群よりも有意に高いこと、社会規定的完全主義においては単極型抑うつ群と不安神経症群が健常者群よりも有意に高いことを見いだした。ストレスを交えた検討も行われており、自己志向的完全主義と社会規定的完全主義が、ライフストレスと交互作用して抑うつを予測することが報告されている (Flett, Hewitt, Blankstein & Mosher, 1991)。

わが国においても、完全主義を測定する質問紙を開発し、それと抑うつとの関係を検討した研究が見られる。桜井・大谷 (1994)は、Burns (1980)の質問紙の日本語版を作成し、抑うつとの関係を検討した。その結果、両者の間に有意な関係は見いだせなかった。そこで、桜井・大谷 (1997)は自己志向的完全主義を多次元に捉える質問紙を作成し、これを用いて抑うつとの関係を検討した。この場合には、4つの下位尺度のうち2つ (失敗を過度に気にする傾向と自分の行動に漠然とした疑いをもつ傾向)において、有意な正の相関が認められた。しかし、下位尺度のひとつ (自分に高い目標を課す傾向)では、有意な負の相関が認められた。さらに、桜井・大谷 (1995)はこの尺度を用いて、2時点での測定によって完全主義が抑うつに及ぼす影響を検討したところ、失敗を過度に気にする傾向と完全主義尺度全体で抑うつを予測が可能であることがわかった。また、大谷・桜井 (1995)は、Hewitt & Flett (1990, 1991a)の日本語版を作成し、これを用いて抑うつとの関係も検討しているが、社会規定的完全主義とのみ有意な正の相関が見いだされた。Hewitt & Flett (1991a)で認められた自己志向的完全主義との正の相関は負の相関となって現れた。

以上の研究をまとめると、おもに大学生を対象とした場合には、欧米では自己志向的完全主義 (あるいはその一部)と社会規定的完全主義が、わが国で

は自己志向的完全主義の一部と社会規定的完全主義が、抑うつと正の関係をもつと言えるであろう。しかし、多くの研究が同時点での完全主義と抑うつとの相関関係を扱っており、その点が問題となる。

本研究では、小学生を対象に、2時点での測定に基づいて、完全主義が抑うつを予測できるかどうかを検討する。小学生の完全主義尺度が桜井 (1997)によって開発されており、これを用いて検討する。欧米ではまだ検討されていない問題であり、新たな知見が期待できる。予測としては、桜井・大谷 (1995)に従い、結果へのこだわり下位尺度 (桜井・大谷 (1997)の失敗を過度に気にする傾向あるいは自分の行動に漠然とした疑いをもつ傾向に対応する下位尺度)が抑うつを予測するものと考えられる。また、今回は抑うつの中核とされる絶望感、抑うつを含むところのストレス反応も従属変数として取り上げて検討する。

## 方 法

**被調査児** 茨城県下の公立小学校の5年生177名 (男子99名、女子78名)、6年生184名 (男子99名、女子85名)の合計361名 (男子198名、女子163名)。

**質問紙** つぎの4つが用いられた。(2)~(4)の尺度は抑うつ関連の指標である。

(1) 子ども用多次元自己志向的完全主義尺度 (Multidimensional Self-oriented Perfectionism Scale for Children: 略してMSPSC): 桜井 (1997)が作成した児童用の完全主義尺度である。自己志向的完全主義を3つの観点 (下位尺度)から測定できる。3つの観点とは「完全への願望」「結果へのこだわり」「高すぎる目標」である。完全への願望下位尺度では「すべきことを、とちゅうであきらめてしまうことが多い (逆転項目)」「いったん決めたことは、最後までやりとげないと気がすまない」、結果へのこだわり下位尺度では「失敗するとそれが気になってしかたがない」「自分のしたことがきちんとできているか、いつも心配だ」、高すぎる目標下位尺度では「他の人にはできないような目標をたてることが多い」「自分の力でできること以上の目標を立ててしまう」といった項目が代表的である。下位尺度は8項目ずつで構成されている。信頼性と妥当性も確認されている。項目への回答は「はい」「どちらかといえばはい」「どちらかといえばいいえ」「いいえ」の4段階 (1~4点) 評定である。完全主義が強いほど高得点になる。

(2) 抑うつ尺度: Kovacs (1983)が開発した子ども用抑うつ尺度 (Children's Depression

Inventory: 略して CDI) の日本語版 (桜井, 1995) から13項目を選択して用いた。選択の基準は①自殺念慮に関する項目を削除したこと, ②項目-全体得点相関係数が.45以上であることである。なおこの尺度は項目ごとに3つの短文があり, そのうちのどれが自分によくあてはまるかを尋ねる形式である。もっとも抑うつの強い短文を選ぶと2点, 次が1点, そして抑うつとは認められない短文を選ぶと0点を与える。抑うつが強いほど高得点になる。

(3) 絶望感尺度: Kazdin et al. (1983) による絶望感尺度 (Hopelessness Scale for Children: 略して HSC) の桜井 (1995) による日本語版の中から項目-全体得点相関係数が.40以上の項目を8項目選択して用いた。4段階 (1~4点) 評定である。絶望感が高いほど高得点になる。

(4) ストレス反応尺度: 嶋田・戸ヶ崎・坂野 (1994) による小学生用ストレス反応尺度を用いた。抑うつにもっとも近い「抑うつ・不安感情」下位尺度と「無気力」下位尺度が分析の中心になる。下位尺度にはこの他に「身体的反応」「不機嫌・怒り」がある。1つの下位尺度は5項目で構成されている。評定は「ぜんぜんあてはまらない」「あまりあてはまらない」「すこしあてはまる」「よくあてはまる」の4段階 (1~4点) である。ストレス反応が強いほど高得点になる。

**手続き** 1回目 (12月上旬) の調査では質問紙の (1)~(4) が実施された。2回目 (翌年の3月上旬: 1回目よりおよそ3カ月後) の調査では, 質問紙の (2)~(4) が実施された。調査者は担任教師で

あった。

## 結果と考察

1回目と2回目の全ての指標の平均, 標準偏差,  $\alpha$  係数 (1回目のもの), 1回目と2回目の同指標の相関係数が Table 1 に示されている。完全主義 (MSPSC) の3つの下位尺度の平均は桜井 (1997) と同程度である。また,  $\alpha$  係数はやや高くなっている。抑うつ関連の全指標 (抑うつ, 絶望感, ストレス反応) の平均は1回目から2回目にかけて下がっているようにみえる。1回目の測定は12月上旬であり, ほぼ2学期の終わりにあたりテストなどが多かったために高かったものと理解できる。反対に2回目の測定は3月上旬であり, この時期は比較的落ち着いていたためにやや下がったものと思われる。抑うつ, 絶望感, ストレス反応のいずれの指標でも, 2回の測定間の相関係数は.55~.66の範囲にあり, 因果関係を検討するには適度な値となっている。相関が高すぎても低すぎても因果関係の分析には適さないとと言える。

Table 2 には階層的重回帰分析をした結果がまとめられている。抑うつ関連の各指標を基準変数にして, 説明変数は第一ステップで性と学年の要因, 第二ステップで1回目の抑うつ関連の指標, 第三ステップで3つの完全主義の指標を投入した。その結果「不機嫌・怒り感情」(Table 2の上から5番目) を除くすべての抑うつ関連指標で, 完全主義が有意な予測因子となった。すなわち, 完全主義はのちの抑

Table 1 MSPSC, 抑うつ尺度, 絶望感尺度およびストレス反応尺度の平均 ( $M$ ), 標準偏差 ( $SD$ ),  $\alpha$  係数ならびに1回目の測定と2回目の測定との相関係数 ( $r$ )

	1回目		2回目		$\alpha$	$r$
	$M$	( $SD$ )	$M$	( $SD$ )		
MSPSC						
完全への願望	22.28	(4.16)	—		.77	—
結果へのこだわり	20.45	(4.92)	—		.80	—
高すぎる目標	18.20	(3.91)	—		.70	—
抑うつ	4.62	(3.59)	4.19	(3.70)	.82	.66
絶望感	15.83	(4.02)	14.84	(4.44)	.77	.53
ストレス反応						
身体的反応	9.95	(3.84)	9.42	(3.80)	.82	.59
抑うつ・不安	8.92	(3.60)	8.30	(3.45)	.81	.56
不機嫌・怒り	10.61	(3.99)	10.24	(4.12)	.83	.59
無気力	9.70	(3.64)	9.11	(3.61)	.83	.55
全体	39.18	(11.93)	37.08	(12.19)	.92	.66

注)  $n=361$ .

Table 2 階層的重回帰分析の結果

ステップ	投入変数	決定係数	決定係数の増加量	F 値
1	性, 学年	.02		4.05*
2	抑うつ 1 回目	.44	.42	266.94**
3	完全への願望 結果へのこだわり 高すぎる目標	.46	.02	3.67*
1	性, 学年	.01		1.21
2	絶望感 1 回目	.28	.27	137.48**
3	完全への願望 結果へのこだわり 高すぎる目標	.31	.03	4.11**
1	性, 学年	.003		.45
2	身体的反応 1 回目	.35	.34	188.17**
3	完全への願望 結果へのこだわり 高すぎる目標	.37	.02	3.54*
1	性, 学年	.01		1.44
2	抑うつ・不安 1 回目	.33	.32	168.05**
3	完全への願望 結果へのこだわり 高すぎる目標	.37	.04	8.30**
1	性, 学年	.004		.73
2	不機嫌・怒り 1 回目	.35	.34	191.92**
3	完全への願望 結果へのこだわり 高すぎる目標	.36	.01	1.48
1	性, 学年	.01		1.72
2	無気力 1 回目	.30	.29	148.36**
3	完全への願望 結果へのこだわり 高すぎる目標	.34	.04	7.75**
1	性, 学年	.001		.13
2	ストレス 1 回目	.44	.44	281.93**
3	完全への願望 結果へのこだわり 高すぎる目標	.46	.02	4.21**

注)  $n=361$ . \* $p < .05$ , \*\* $p < .01$ .

うつ等を予測できるのである。

そこで、完全主義の各要因（下位尺度）について、個々にどの程度抑うつ等が予測できるのかを偏相関係数によって検討した。この分析では性と学年と1回目の抑うつ関連の指標がコントロールされている。結果はTable 3に示されている。3つの完全主義の指標がおおまかに見ると、完全への願望は抑うつ等に対してややマイナスの関係を示している。すなわち、完全への願望が強い児童のほうが、そう

でない児童よりも抑うつ等が低くなるのである。これに対して、結果へのこだわりと高すぎる目標は抑うつ等に対してプラスの関係を示している。すなわち、結果へのこだわりが強い児童や高すぎる目標をもっている児童は、そうでない児童よりものちの抑うつ等が高くなるのである。これらの結果をまとめると、完全主義の3つの要素は2つに大別でき、抑うつ等に対して異なる効果をもつことがわかった。

Table 3 MSPSC 下位尺度と2回目に測定した抑うつ、絶望感およびストレス反応との偏相関係数

	MSPSC		
	完全	結果	目標
抑うつ	.05	.17**	.06
絶望感	-.04	.12*	.14**
ストレス反応			
身体的反応	-.05	.13*	.10
抑うつ・不安	-.10†	.21**	.09†
不機嫌・怒り	-.08	.00	.06
無気力	-.16**	.13*	.07
全体	-.10†	.10†	.09†

注)  $df=356$ . 学年, 性, 抑うつ関連の指標の1回目をそれぞれコントロールしている。  
 †  $p < .10$ , \*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$ .

まとめ

本研究では、完全主義が抑うつ等にどのような影響を及ぼすのかを因果的な方法を用いて検討した。1回目の測定時には、MSPSCと抑うつ関連の尺度を実施し、3か月をおいた2回目の測定時には抑うつ関連の尺度だけを実施した。そして、1回目に測定した抑うつ等を2回目に測定したそれらから差し引くように操作して、1回目に測定した完全主義がどの程度抑うつ等の変化に影響していたかを重回帰分析と偏相関分析によって検討した。その結果、「完全への願望」には抑うつ等を低減させる効果、「結果へのこだわり」と「高すぎる目標」には抑うつ等を増加させる効果のあることが見いだされた。

引用文献

Burns, D.D. 1980 The perfectionist's script for self-defeat. *Psychology Today*, November, 34-52.  
 Flett, G.L., Hewitt, P.L., Blankstein, K.R., & Mosher, S.W. 1991 Perfectionism, self-actualization, and personal adjustment. *Journal of Social Behavior and Personality*, 6, 147-160.  
 Frost, R.O., Marten, P.A., Lahart, C., & Rosenblate, R. 1990 The dimensions of perfectionism. *Cognitive Therapy and Research*, 14, 449-468.  
 Hewitt, P.L., & Dyck, D.G. 1986 Perfectionism, stress, and vulnerability to depression. *Cognitive Therapy and Research*, 10, 137-142.  
 Hewitt, P.L., & Flett, G.L. 1990 Dimensions of

perfectionism and depression: A multidimensional analysis. *Journal of Social Behavior and Personality*, 5, 423-438.

Hewitt, P.L., & Flett, G.L. 1991a Perfectionism in the self and social contexts: Conceptualization, assessment, and association with psychopathology. *Journal of Personality and Social Psychology*, 60, 456-470.  
 Hewitt, P.L., & Flett, G.L. 1991b Dimensions of perfectionism in unipolar depression. *Journal of Abnormal Psychology*, 100, 98-101.  
 Kazdin, A.E., French, N.H., Unis, A.S., Esveltd-Dawsan, K., & Sherick, R.B. 1983 Hopelessness, depression, and suicidal intent among psychiatrically disturbed inpatient children. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 51, 504-510.  
 Kovacs, M. 1983 *The children's depression inventory: A self-rated depression scale for school-aged youngsters*. Unpublished manuscript, University of Pittsburgh.  
 大谷佳子・桜井茂男 1995 大学生における完全主義と抑うつ傾向および絶望感との関係 心理学研究, 66, 41-47.  
 桜井茂男 1995 「無気力」の教育社会心理学—無気力が発生するメカニズムを探る— 風間書房  
 桜井茂男 1997 子どもの完全主義 日本心理学会第61回大会発表論文集, 297.  
 桜井茂男・大谷佳子 1994 完全主義と抑うつ傾向の関係についての研究—Burnsによる完全主義尺度を用いて— 奈良教育大学教育研究所紀要, 43, 213-223.  
 桜井茂男・大谷佳子 1995 完全主義は無気力を予測できるか 奈良教育大学教育研究所紀要, 31, 171-175.  
 桜井茂男・大谷佳子 1997 “自己に求める完全主義”と抑うつ傾向および絶望感との関係 心理学研究, 68, 179-186.  
 嶋田洋徳・戸ヶ崎泰子・坂野雄二 1994 小学生用ストレス反応尺度の開発 健康心理学研究, 7, 46-58.  
 [付記] 本研究は平成7・8年度科学研究費補助金(基盤研究(C)(2):課題番号07610126)の助成によって実施された研究の一部である。  
 (受稿9月25日:受理10月22日)