

いつ、なぜ、中学生は理科を好きでなくなるのか？

—期待—価値理論に基づいた基礎的研究—

原田 勇希^{1,2}
 坂本 一真¹
 鈴木 誠¹

【要 約】

本研究は、中学生はいつ理科を好きでなくなるのか、理科の好嫌の性差はいつ生じるのかを検討し、さらになぜ理科を好きでなくなるのかを期待—価値理論の枠組みから分析することを目的とした。本研究では、期待の指標として各単元に対する統制感を、課題価値認知の指標として各単元の学習内容に対する興味価値を測定した。分析の結果、(1) 男女ともに中学校1年生で理科の好嫌が減退する。その後、男子には明確な減退傾向はないものの、女子では2年生でも顕著に減退すること、(2) 理科の好嫌における性差は2年生から出現し、3年生ではさらに拡大すること、(3) どの学年においても統制感と興味価値の両方が理科の好嫌に影響するが、関連の様相は学年と単元によって異なること、(4) 物理分野に該当する単元は他の単元と比較して統制感が低いことの4点が明らかになった。

【キーワード】 動機づけ、中学生、理科の好嫌、期待—価値理論、性差

1. はじめに

平成5年度版の科学技術白書（科学技術庁、1994）の公開とともに、「理科離れ」や「理科嫌い」の問題が議論されるようになった。それ以降に実施された国際学力調査の結果では、現在に至るまで一貫して本邦の子どもの理科に対する情意的領域の評価が国際水準より低いことが繰り返し示されている（e.g., 国立教育政策研究所、2006；国立教育政策研究所、2016）。特にこの傾向は中学生で顕著であり、TIMSS2011では中学校3年生のおよそ6割の生徒が「理科は得意な科目ではない」と回答している（国立教育政策研究所、2013）。

平成27年度全国学力・学習状況調査で実施された質問紙調査の結果、どの科目においても関心・意欲・態度に関する項目の得点は小学校6年生から中学校3年生にかけて低減する傾向にあるが、理科は特にその傾向が強いことが示された（国立教育政策研究所、2015）。その中でも、「教科の勉強が好き」

かを問う項目において肯定的回答が最も大きく減少していた。これら大規模調査の結果は、中学校において理科の好嫌（好き嫌い）が大きく減退する傾向にあることを示す¹⁾。

理科の好嫌は学習成績や学習に対する積極性に影響を及ぼす。松浦（2007）は平成15年度小・中学校教育課程実施状況調査の大規模データを用い、中学校3年生の理科の好嫌が学習の到達度に直接的に影響を及ぼしていることを明らかにした。さらにこの研究で検討された構造方程式モデルによると、理科の好嫌は「予想をして実験や観察を」するなどの「実験における思考」に強い影響（ $\beta=.78$ ）を及ぼすことが示されている。同様の報告は井上・松浦（2016）によってもなされており、中学生において理科の学習が好きになると理科学習に積極的に関わろうとすることを実証的に示している。これらの報告から、理科の好嫌がもたらす影響力は、学習成績のみならず、実験や観察などに向かう姿勢や態度など、理科教育で育成すべき資質・能力全般に及ぶものといえる。

理科に対する好嫌の規定因は様々な視点から議論されてきた。長沼（2015）はこれまでの研究動向を

¹ 北海道大学大学院理学院

² 日本学術振興会特別研究員

レビューし、理科離れの理由を教育的環境と社会的環境の2つの視点から論じている。その中でも教育的環境に注目すると、(1) 教師が理科指導に不安があるなどに代表される「教師要因」、(2) 暗記偏重による関心の低下などの「授業形態要因」、(3) わからない、難しいなどの「理科の教科としての難しさ」の3つが主要な要因として挙げられている。ここでの「教師要因」は小学校での理科教育において問題になっているが (e.g., 科学技術振興機構, 2008), 中学校では教科担任が指導を行うため、小学校ほど深刻な問題ではないと思われる。一方、残る2つの要因は中学校における理科教育に強く関連することが予想される。中学校では高校受験の存在によって、探究活動よりも知識の定着や暗記に重点が置かれる可能性があり、理科に対する興味・関心が薄れてしまうことが考えられる。さらに中学校理科では小学校理科よりも抽象的な概念を取り扱い、より高度な思考が要求されるために「理科は難しい」と知覚され、理科の好嫌が減退することもありうる。

これまでに論じたように、すでに中学校入学以降で理科の好嫌が減退することが示唆されており、さらにその背景の推測も行われている。しかし、中学校入学から卒業するまでの特にどの時期に理科の好嫌が変動するか、また理科の好嫌が変動する要因が何であるか、それは学習単位によって異なるかなど、詳細は明らかでない。例えば、川村 (1996) は中学校理科の中でも物理分野に該当する内容は忌避されやすいことを示している。しかし、その原因は学習内容に興味・関心が喚起されないからであるのか、それとも学習の困難が知覚されるためであるのかなど、その背景は不透明である。理科の好嫌が変動する背景を明らかにするためには「いつ」、「なぜ」という視点から実証的に分析する必要がある。

教育心理学の研究領域で展開されている動機づけ理論の期待-価値理論では、主観的に認知された成功の見込みである期待 (expectancy) と、課題や達成に対してどの程度価値 (value) を認識しているかによって動機づけが説明される (Eccles & Wigfield, 2002; Wigfield & Eccles, 2000)。この2側面から動機づけを捉えるこの理論は、前述した理科の好嫌減退に関連する諸要因と整合すると考えられる。具体的には、(2)「授業形態要因」が指す暗記偏重による関心の低下は、期待-価値理論から説明すると、価値概念のうち興味価値の低減と捉えられる。興味価値とは、当該科目や単位に対するおもしろさや楽しさを指す価値概念である。

同様に、(3)「理科の教科としての難しさ」の知覚

による意欲低下は、期待-価値理論から説明すると、期待概念のうち統制感の低減と捉えられる。統制感とは、特定の手段を想定せずにどの程度望む結果を得られるかと期待しているかを指す期待概念であり、「理科に対する苦手意識」と近い概念である (原田・鈴木, 印刷中)。

以上のことから、期待-価値理論に基づいた検討を行うことにより、理科の好嫌が変動する背景に期待概念が強く関連するのか、価値の認知が強く関連するのか、またその傾向は学年や学習単位によって異なるのかを明らかにできると予想される。本研究では各学習単位に対する期待と価値を測定し、理科の好嫌との関連を分析することを試みる。期待、価値の両概念は複数の下位概念に細分化されているが (e.g., 解良・中谷, 2014; 鈴木, 1996), 各単位に対して多くの質問項目を使用することは対象者に大きな負担をかける。そこで、本研究では前述した長沼 (2015) による理科離れの理由に依拠することとし、期待-価値理論のそれぞれの指標として、期待概念は統制感、価値の認知には興味価値を使用する。

ところで、価値の下位概念には興味価値の他に、「理科に取り組み成功することが、望ましい自己像にとって重要」といった獲得価値、「理科は日常生活や進路決定に有用である」といった利用価値、「理科の勉強は負担である」といったネガティブな価値であるコストがある (Eccles & Wigfield, 2002; 解良・中谷, 2014)。その中でも興味価値は他の価値概念と比較して、学習の持続性、興味の追求、エンゲージメントなど、幅広く理科学習に関連する重要な変数を説明することが示されている (解良・中谷, 2014)。また、中学校学習指導要領解説理科編 (文部科学省, 2008) において、あらゆる分野で「興味・関心」を高めることの重要性が強調されており、特に理科学習に重要な心理変数として位置づけられている。そのため、本研究では幅広い価値概念の中から、特に興味価値に着目する。

また、理科の好嫌や動機づけには男子の方が女子よりも高い性差があることも知られている (e.g., 河野ら, 2004; 糸井・青木・大久保・岡村・野々宮, 1998)。しかし、理科の好嫌に性差がいつ生じるのかを定量的に測定し報告した例は見当たらない。そこで、本研究ではこうした性差がいつ出現するかについても検討する。

2. 目的

本研究では以下3つの目的を設定する。目的1は、中学生がいつ理科を好きでなくなるのかを検討する

こと、目的2は、理科の好嫌における性差がいつ生じるかを検討することである。これら2つの目的を達成するため、理科の好嫌を測定し学年と性別を要因とした分析を行う。そして目的3は、各学年における理科の好嫌の規定因を期待－価値理論の文脈から検討することである。

3. 方法

3.1 調査対象者と調査時期

北海道内の公立中学校1校の生徒を対象に調査を実施した。調査対象となった中学校は郊外に立地する平均的な学力を有する学校であり、学校教育法で定めるところの適正規模校であった。

調査は1年生、2年生、3年生は2017年3月中旬に実施した。調査時には当該学年のすべての学習単元がほぼ終了していた²⁾。新1年生は2017年4月に入学した直後の生徒を対象に実施した。

回収された質問紙は新1年生141名分(男子73名、女子68名)1年生171名分(男子89名、女子81名、不明1名)、2年生166名分(男子86名、女子80名)、3年生177名分(男子86名分、女子91名)であった。

3.2 測定内容

理科の好嫌

調査の実施にあたり質問項目を1項目作成した。「あなたは理科が好きですか?」という質問項目を使用し、「とても好き(5)」、「好き(4)」、「どちらともいえない(3)」、「嫌い(2)」、「とても嫌い(1)」の5件法によって測定した。

各単元に対する統制感

鈴木(1996)によって作成された理科教育用自己効力感測定尺度から統制感の下位尺度で使用されている表現を参考に、1項目を使用した(わたしは『単元名』の勉強で、良い成績を取ろうと思えば、良い成績が取れると思います)。回答は「よくあてはまる(5)」、「あてはまる(4)」、「どちらでもない(3)」、「あてはまらない(2)」、「まったくあてはまらない(1)」の5件法で求めた。

各単元に対する興味価値

解良・中谷(2014)によって作成された生徒の課題価値評定尺度の表現を参考に、1項目を使用した(『単元名』の勉強の内容は、おもしろいと思います)。この項目表現を採用した理由は、解良・中谷(2014)によって尺度が開発された際の因子負荷量が最も大きく、また「理科の勉強は楽しいと思います」のように、学習内容に対する興味の程度が反映されない項目表現を使用することは、各単元の学習内容に対する興味価

値を測定する本研究には望ましくないと考えられたためである。回答は統制感と同様の5件法で求めた。

3.3 調査手続き

本調査は学校長の許可を得た上で実施された。調査用紙には、調査への協力は任意であること、成績には影響しないこと、個人情報取得しないことを明記した上で「アンケートの答えを、研究に使用しても良いですか?」という質問に対して、「はい」と答えた調査用紙のみを分析に使用した。

単元名は、原則として学習指導要領(文部科学省、2008)で使用されている表現を使用した。一部単元名が中学生にわかりづらいことが予想されたため、必要に応じて修正した。また、各単元名だけでは学習内容のイメージが持てず、正確に評定できない可能性が考えられた。そこで、各単元の学習内容を想起しやすいよう、当該学習単元の回答欄近くに5つ程度のキーワードを示した。調査用紙は事前に生徒に意図が伝わる表現であるかを中学校教師に確認してもらった。

4. 結果

分析には、研究使用の許可が得られた630名分(新1年生:全体139名、男子71名、女子68名、1年生:全体160名、男子82名、女子78名、2年生:全体159名、男子83名、女子76名、3年生:全体172名、男子84名、女子88名)を使用した。

各変数の記述統計量としては、項目に対する回答を得点とし、各学年における平均値および標準偏差を算出した。

4.1 学年と性別による理科の好嫌の差異

学年と性別による理科の好嫌の差異を検討するため、学年(新1年生、1年生、2年生、3年生)×性別(男子、女子)の2要因分散分析を行った(表1)。その結果、学年と性別の主効果、および交互作用が有意であったため、プールされた誤差項を用いた単純主効果検定を行った($MSe=1.05$)。

まず、いつ理科を好きでなくなるのかを検討するため、各性別における学年の効果を検討したところ、男女ともに有意であった(男子: $F(3, 622)=7.64, p < .001, \eta_p^2=.07$, 女子: $F(3, 622)=19.70, p < .001, \eta_p^2=.16$)。多重比較(Bonferroni法)を行ったところ、男子では、新1年生と他の全学年との間に有意差があったが($ps < .05, ds=0.47-0.77$)、1年生から3年生までの間に有意差はなかった。女子では、新1年生と他の全学年との間に有意差があり(ps

<.01, $d_s=0.56-1.12$), また1年生は2年生よりも高く ($p=.003, d=0.57$), 1年生は3年生よりも高かったが ($p=.01, d=0.49$), 2年生と3年生の間に有意差はなかった。

続いて、いつ理科の好嫌に性差が生じるかを検討するため、各学年における性別の効果を検討した。新1年生, 1年生では性差が確認されなかったが ($p_s > .52$), 2年生 ($F(1, 622)=5.07, p=.02, \eta_p^2=.03, d=0.36$), 3年生 ($F(1, 622)=14.26, p < .001, \eta_p^2=.08, d=0.58$) では有意に男子の方が高かった。

4.2 中学1年生における理科の好嫌の規定因

表2に、中学校1年生における理科の各単元に対する統制感と興味価値の基本統計量とその性差(Mann-WhitneyのU検定), 理科の好嫌とのSpearmanの順位相関係数(r_s), および同単元の統制感と興味価値のうち一方を制御変数としたSpearmanの順位相関係数に基づく偏相関係数(pr_s)を示した。

測定値をみると、女子のみ「光と音」と「力と圧力」の単元の各変数において、理論的中央値である3.00をわずかに下回る傾向であった。性差検定の

表1 各学年・性別における平均値(標準偏差)と分散分析の結果

理科の好嫌	男子				女子				学年	性別	学年×性別
	新1年生	1年生	2年生	3年生	新1年生	1年生	2年生	3年生			
	$n=71$	$n=82$	$n=83$	$n=84$	$n=68$	$n=78$	$n=76$	$n=88$			
	3.96 (1.11)	3.49 (1.02)	3.17 (1.09)	3.48 (0.90)	3.96 (1.01)	3.38 (1.00)	2.80 (0.92)	2.89 (1.11)	24.83*** (.11)	10.50** (.02)	2.66* (.01)

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

表2 中学校1年生における統制感と興味価値の基本統計量と性差, および理科の好嫌との関連

	全体		男子		女子		性差の有無		好嫌との関連	
	Mean	(SD)	Mean	(SD)	Mean	(SD)	U	ES (r)	r_s	pr_s
統制感										
光と音	2.99	(1.22)	3.13	(1.14)	2.85	(1.29)	2723.5 [†]	.13	.67	.53
力と圧力	2.91	(1.30)	3.06	(1.23)	2.76	(1.35)	2748.0	.12	.66	.53
物質のすがた	3.43	(0.87)	3.44	(0.89)	3.42	(0.86)	3169.5	.01	.48	.33
水溶液	3.06	(1.22)	3.11	(1.24)	3.01	(1.21)	3047.0	.04	.58	.40
状態変化	3.38	(0.91)	3.41	(0.90)	3.33	(0.92)	3026.5	.05	.50	.34
生物の観察	3.67	(0.92)	3.67	(0.86)	3.67	(0.98)	3197.0	.00	.41	.24
植物の体のつくりと働き	3.74	(0.94)	3.72	(0.92)	3.77	(0.97)	3082.5	.03	.44	.31
植物の仲間	3.74	(0.93)	3.73	(0.93)	3.74	(0.93)	3182.0	.00	.46	.32
火山と地震	3.53	(0.92)	3.55	(0.96)	3.50	(0.89)	3055.0	.04	.48	.35
地層の重なりと過去	3.41	(0.94)	3.50	(0.95)	3.32	(0.93)	2826.0	.11	.50	.37
興味価値										
光と音	3.16	(0.99)	3.26	(0.94)	3.06	(1.04)	2787.5	.12	.52	.25
力と圧力	2.99	(0.98)	3.13	(0.97)	2.85	(0.98)	2611.5*	.17	.49	.23
物質のすがた	3.33	(0.94)	3.49	(0.86)	3.15	(0.99)	2601.0*	.17	.54	.41
水溶液	3.10	(1.08)	3.23	(1.02)	2.96	(1.13)	2792.0	.11	.55	.33
状態変化	3.29	(0.97)	3.43	(0.94)	3.14	(0.98)	2693.0 [†]	.15	.59	.48
生物の観察	3.46	(0.88)	3.43	(0.86)	3.50	(0.91)	3074.5	.04	.48	.35
植物の体のつくりと働き	3.53	(0.90)	3.45	(0.86)	3.62	(0.94)	2867.5	.10	.44	.31
植物の仲間	3.46	(0.90)	3.39	(0.87)	3.53	(0.92)	2980.5	.06	.49	.36
火山と地震	3.64	(0.97)	3.57	(0.97)	3.71	(0.97)	2949.5	.07	.45	.31
地層の重なりと過去	3.37	(0.97)	3.50	(0.95)	3.23	(0.98)	2670.0 [†]	.15	.44	.29

[†] $p < .10$ * $p < .05$

注) 性差検定におけるESは効果量(Effect Size)を指す。本研究ではESとしてrを報告する³⁾。

理科の好嫌との関連の指標である r_s および pr_s はすべて1%水準で有意であった。

各単元に対する統制感および興味価値のrangeは1.00-5.00(理論的中央値:3.00)である。

結果、統制感では「光と音」の単元において有意傾向で男子の方が女子よりも高かった。興味価値では「力と圧力」、「物質のすがた」、「状態変化」、「地層の重なりと過去」で男子の方が女子よりも高かった。生物分野に該当する単元では統制感、興味価値ともに有意な性差はなかった。

理科の好嫌との関連では、統制感および興味価値の両変数において、同単元の一方を制御変数とした上ですべての単元で有意な正の相関を示した。係数の大きさを参照すると、「光と音」と「力と圧力」で、統制感は中程度の相関を示したのに対し（「光と音」、「力と圧力」の順： $pr_s = .53, .53$ ）、興味価値では弱い相関に留まった（ $pr_s = .25, .23$ ）。その他の単元に偏相関係数の値の大きな差異は観察されなかった。

次に、統制感と興味価値が理科の好嫌に与える影響を検討するため、重回帰分析を行った。各単元に対する測定変数をすべて重回帰式に投入すると、各変数間の相関が強いために多重共線性が発生する可能性がある。そこで各単元に対する統制感と興味価値それぞれに対し主成分分析を行い、第1主成分得点を統制感得点（固有値の減衰状況：7.21, 1.12, 0.52…、第1主成分の説明率：72.13%）、興味価値得点（固有値の減衰状況：7.15, 1.04, 0.50…、第1主成分の説明率：71.49%）として分析を行った。

その結果、統制感得点（ $\beta = .41, B = 0.41, SE B = 0.07, p < .001$ ）、興味価値得点（ $\beta = .39, B = 0.39, SE B = 0.07, p < .001$ ）ともに理科の好嫌に影響しており、全分散の47%を説明していた（ $R^2 = .47, p < .001$ ）。統制感得点と興味価値得点の間には相関があったため（ $r = .47, p < .001$ ）、VIF（Variance Inflation Factor）を算出したところ、VIF=1.29であり、多重共線性は発生していないものと判断された。

4.3 中学2年生における理科の好嫌の規定因

表3に、中学校2年生における理科の各単元に対する統制感と興味価値に関する各統計量を示した。測定値をみると、特に「電流」、「電流と磁界」、「化学変化」、「化学変化と質量の変化」の統制感が男女ともに理論的中央値である3.00を下回る傾向であった。性差検定の結果、統制感では「電流」および「電流と磁界」の単元で有意に男子の方が高かった。興味価値では「電流」、「電流と磁界」、「物質の成り立ち」、「化学変化」で有意もしくは有意傾向で男子の方が高かった。

理科の好嫌との関連では、統制感および興味価値の両変数において、すべての単元で有意な正の偏相

関係数が得られた。係数の大きさを参照すると、ほぼすべての単元で中程度の相関を示していた。最も大きな差異があった単元は「電流と磁界」および「動物の体のつくりと働き」であり、単元に対する統制感と理科の好嫌との偏相関（「電流と磁界」、「動物の体のつくりと働き」の順： $pr_s = .48, .54$ ）の方が、興味価値と理科の好嫌との偏相関（ $pr_s = .35, .41$ ）よりわずかに大きい傾向であった。しかし、全体を通して大きな差異は観察されなかった。

次に、統制感と興味価値が理科の好嫌に与える影響を検討するため、重回帰分析を行った。1年生の分析の際と同様に、各単元に対する統制感と興味価値それぞれに対し主成分分析を行い、第1主成分得点を統制感得点（固有値の減衰状況：9.49, 1.00, 0.40…、第1主成分の説明率：79.07%）、興味価値得点（固有値の減衰状況：9.62, 0.89, 0.41…、第1主成分の説明率：80.12%）として分析を行った。

その結果、統制感得点（ $\beta = .50, B = 0.52, SE B = 0.06, p < .001$ ）、興味価値得点（ $\beta = .43, B = 0.44, SE B = 0.06, p < .001$ ）ともに理科の好嫌に影響しており、分散の71%を説明していた（ $R^2 = .71, p < .001$ ）。統制感得点と興味価値得点の間には相関があったため（ $r = .62, p < .001$ ）、VIFを算出したところ、VIF=1.63であり、多重共線性は発生していないものと判断された。

4.4 中学3年生における理科の好嫌の規定因

表4に、中学校3年生における理科の各単元に対する統制感と興味価値に関する各統計量を示した。測定値をみると、特に「力と運動」、「仕事とエネルギー」の統制感が男女ともに理論的中央値である3.00を下回る傾向であった。また、同単元の興味価値も男子は理論的中央値付近であるものの、女子はそれを下回る傾向がみられた。性差検定の結果、統制感では「力と運動」、「仕事とエネルギー」、「化学変化とイオン」、「酸・アルカリとイオン」、「日周運動・年周運動」、「太陽系と惑星」の単元で有意もしくは有意傾向で男子の方が高かった。特に、他の単元における性差は小さな効果量であったのに対し、「日周運動・年周運動」、「太陽系と惑星」では、中程度の効果量と解釈される水準であった。興味価値では「力と運動」、「仕事とエネルギー」、「化学変化とイオン」、「酸・アルカリとイオン」の単元において有意に男子の方が高かった。

理科の好嫌との関連では、統制感および興味価値の両変数において、すべての単元で有意な正の偏相関係数が得られた。係数の大きさを参照する

表3 中学校2年生における統制感と興味価値の基本統計量と性差、および理科の好嫌との関連

	全体		男子		女子		性差の有無		好嫌との関連	
	Mean	(SD)	Mean	(SD)	Mean	(SD)	U	ES (r)	r _s	pr _s
統制感										
電流	2.71	(1.21)	2.88	(1.16)	2.53	(1.25)	2592.0*	.16	.75	.49
電流と磁界	2.64	(1.23)	2.82	(1.17)	2.45	(1.27)	2581.0*	.16	.72	.48
物質の成り立ち	3.19	(1.02)	3.18	(1.12)	3.21	(0.90)	3152.0	.00	.69	.40
化学変化	2.95	(1.16)	2.95	(1.20)	2.95	(1.12)	3135.5	.01	.70	.45
化学変化と質量の変化	2.81	(1.16)	2.80	(1.20)	2.82	(1.13)	3069.5	.02	.69	.42
生物と細胞	3.49	(0.97)	3.49	(1.02)	3.49	(0.92)	3097.0	.02	.63	.46
動物の体のつくりと働き	3.58	(0.95)	3.58	(1.01)	3.58	(0.88)	3065.5	.03	.67	.54
動物の仲間	3.52	(0.98)	3.55	(1.03)	3.47	(0.93)	2926.5	.07	.67	.53
生物のうつりかわりと変化	3.50	(1.02)	3.53	(1.07)	3.47	(0.96)	2956.0	.06	.70	.56
気象観測	3.25	(1.00)	3.20	(1.02)	3.29	(0.98)	3066.5	.03	.73	.50
天気の変化	3.19	(0.99)	3.18	(1.00)	3.21	(0.98)	3108.0	.01	.72	.52
日本の気象	3.22	(1.01)	3.11	(1.04)	3.34	(0.97)	2836.5	.09	.69	.48
興味価値										
電流	3.04	(0.95)	3.20	(0.92)	2.86	(0.96)	2535.0*	.18	.71	.40
電流と磁界	2.99	(0.99)	3.18	(0.94)	2.78	(1.00)	2444.5*	.20	.67	.35
物質の成り立ち	3.28	(0.91)	3.40	(0.94)	3.14	(0.87)	2618.0 [†]	.16	.73	.50
化学変化	3.18	(1.04)	3.34	(1.03)	3.00	(1.03)	2623.5 [†]	.15	.71	.47
化学変化と質量の変化	3.03	(1.05)	3.06	(1.09)	3.00	(1.02)	3069.0	.02	.69	.43
生物と細胞	3.38	(0.88)	3.45	(0.89)	3.32	(0.87)	2839.5	.09	.65	.50
動物の体のつくりと働き	3.45	(0.85)	3.41	(0.87)	3.49	(0.84)	3086.5	.02	.59	.41
動物の仲間	3.40	(0.86)	3.43	(0.87)	3.37	(0.85)	2957.5	.06	.62	.45
生物のうつりかわりと変化	3.38	(0.89)	3.46	(0.91)	3.29	(0.86)	2776.0	.11	.68	.52
気象観測	3.21	(0.83)	3.25	(0.90)	3.16	(0.77)	2960.0	.06	.72	.48
天気の変化	3.21	(0.86)	3.25	(0.94)	3.17	(0.77)	2962.0	.06	.72	.51
日本の気象	3.17	(0.87)	3.20	(0.93)	3.13	(0.81)	3003.0	.04	.70	.51

[†] $p < .10$ * $p < .05$

注) 性差検定におけるESは効果量 (Effect Size) を指す。

理科の好嫌との関連の指標であるr_sおよびpr_sはすべて0.1%水準で有意であった。

と、「力と運動」、「仕事とエネルギー」、「化学変化とイオン」、「酸・アルカリとイオン」の単位では統制感と理科の好嫌が弱い相関に留まっていたが（「力と運動」、「仕事とエネルギー」、「化学変化とイオン」、「酸・アルカリとイオン」の順：pr_s = .31, .29, .19, .23）、興味価値では中程度の相関があった（pr_s = .43, .43, .50, .57）。一方、「日周運動・年周運動」、「太陽系と惑星」の単位では逆の傾向が読み取れた。具体的には、統制感と理科の好嫌が中程度の相関を示したのに対し（「日周運動・年周運動」、「太陽系と惑星」の順：pr_s = .43, .46）、興味価値とは弱い相関に留まっていた（pr_s = .32, .33）。

次に、統制感と興味価値が理科の好嫌に与える影響を検討するため、重回帰分析を行った。これまでと同様に、各単位に対する統制感と興味価値それぞれに対し主成分分析を行い、第1主成分得点を統制

感得点（固有値の減衰状況：6.39, 0.51, 0.42…、第1主成分の説明率：79.90%）、興味価値得点（固有値の減衰状況：5.95, 0.95, 0.45…、第1主成分の説明率：74.37%）とした。

その結果、統制感得点（β = .31, B = 0.33, SE B = 0.07, $p < .001$ ）、興味価値得点（β = .56, B = 0.59, SE B = 0.07, $p < .001$ ）ともに理科の好嫌に影響しており、全分散の67%を説明していた（R² = .67, $p < .001$ ）。統制感得点と興味価値得点との間には強い相関があったため（r = .75, $p < .001$ ）、VIFを算出したところ、VIF = 2.29であった。比較的VIFが大きく重回帰式が不安定である可能性があるが、一般に許容可能とされるVIF < 10（Cohen, Cohen, West & Aiken, 2003）を満たしているため、多重共線性は発生していないものと判断した。

表4 中学校3年生における統制感と興味価値の基本統計量と性差, および理科の好嫌との関連

	全体		男子		女子		性差の有無		好嫌との関連	
	Mean	(SD)	Mean	(SD)	Mean	(SD)	U	ES (r)	r_s	pr_s
統制感										
力と運動	2.76	(1.09)	2.96	(1.01)	2.56	(1.13)	2909.0*	.19	.72	.31
仕事とエネルギー	2.72	(1.10)	2.93	(1.03)	2.52	(1.14)	2932.0*	.19	.72	.29
化学変化とイオン	2.99	(1.03)	3.13	(0.97)	2.85	(1.08)	3108.0 [†]	.14	.66	.19
酸・アルカリとイオン	2.95	(1.03)	3.07	(0.99)	2.83	(1.05)	3166.5 [†]	.13	.68	.23
生物の生殖と殖え方	3.40	(0.96)	3.46	(0.94)	3.33	(0.98)	3372.5	.08	.56	.29
遺伝の規則性	3.33	(0.96)	3.37	(0.93)	3.28	(0.99)	3461.0	.06	.63	.36
日周運動・年周運動	3.06	(0.95)	3.32	(0.88)	2.81	(0.95)	2594.5***	.27	.63	.43
太陽系と惑星	3.03	(1.05)	3.31	(0.92)	2.77	(1.10)	2616.5**	.26	.66	.46
興味価値										
力と運動	2.83	(0.96)	3.00	(0.86)	2.67	(1.03)	3025.5*	.17	.75	.43
仕事とエネルギー	2.81	(1.03)	2.99	(0.95)	2.64	(1.07)	2966.0*	.18	.76	.43
化学変化とイオン	3.09	(0.98)	3.27	(0.90)	2.91	(1.02)	2932.0*	.19	.75	.50
酸・アルカリとイオン	3.03	(1.01)	3.21	(0.95)	2.85	(1.03)	2938.5*	.19	.79	.57
生物の生殖と殖え方	3.52	(0.91)	3.54	(0.81)	3.51	(0.99)	3651.5	.01	.56	.30
遺伝の規則性	3.47	(0.92)	3.46	(0.83)	3.47	(1.01)	3589.5	.03	.60	.29
日周運動・年周運動	3.34	(0.92)	3.46	(0.78)	3.22	(1.02)	3232.5	.12	.58	.32
太陽系と惑星	3.37	(0.95)	3.43	(0.85)	3.32	(1.03)	3468.5	.06	.60	.33

[†] $p < .10$ * $p < .05$ ** $p < .01$ *** $p < .001$

注) 性差検定におけるESは効果量 (Effect Size) を指す。

理科の好嫌との関連の指標である r_s および pr_s はすべて5%水準で有意であった。

5. 考察

以下では本研究の目的1~3に対し, 得られた結果をもとに考察する。また, 各単元に対する統制感および興味価値の特徴についても議論する。

5.1 中学生はいつ理科を好きでなくなるのか?

理科の好嫌を従属変数とした分散分析の結果, 学年と性別の交互作用が有意であったことから, この問いに対しては, 性別によって異なると答えるべきである。多重比較の結果, 男女ともに新1年生と1年生を含むすべての学年との間に有意な差があった。このことから, 中学校1年生の理科学習において理科の好嫌が減退するといえ, ここまでは男女間で共通している。

男子では, 1年生から3年生までの学年間に有意な差がなかったことから, 中学校2年生の学習以降に理科の好嫌が明確に低減する傾向はないと思われる。一方, 女子では1年生から2年生にかけての低減傾向が有意であった。この結果から, 2年生では特に女子が理科を好きでなくなることが推測できる。また, 2年生と3年生の間には有意な差がなく, さらにどちらも理論的中央値である3.00を下回っていることから, 2年生で理科を好きでなくな

た状態のまま, 3年生に進級しても回復しないことが示されたといえる。

5.2 理科の好嫌の性差はいつから生じるのか?

本研究の結果から, この問いに対しては中学校2年生から生じると答えられる。新1年生および1年生において有意な性差はなく, またその値を参照すると男女ともに3.00を上回っていることから, どちらかという「理科が好き」な傾向にあることが読み取れる。しかし, 2年生では女子において値が3.00を下回り, どちらかという「理科が嫌い」な傾向になることが読み取れる。さらに, 2年生と3年生で, 女子において理科の好嫌の変化はほとんど無いものの, 性差の効果量は拡大している (2年生: $\eta_p^2 = .03$, $d = 0.36$, 3年生: $\eta_p^2 = .08$, $d = 0.58$)。このことから, 2年生で生じた理科の好嫌における性差は3年生でさらに拡大するといえる。

5.3 各学年における理科の好嫌の規定因

重回帰分析の結果, どの学年でも統制感得点, 興味価値得点の両方が理科の好嫌に有意な影響を与えていた。このことから, 学年を問わず「理科の勉強ができる」という認知と「理科の内容は面白い」と

いう興味の両方が理科の好嫌を規定するといえる。

決定係数 (R^2) を参照すると、2年生、3年生では理科の好嫌の全分散のうち70%前後が説明されていた。この結果から、理科の好嫌は統制感と興味価値から大部分が説明可能であると考えられる。この結果は、統制感と興味価値が理科の好嫌にもたらす影響力の強さを示すものである。しかし、これら以外の変数による影響力を否定するものではない。例えば、子どもが自然や科学に関わった経験の程度なども理科の好嫌に強く関連することが予想できる。しかし、統制感および興味価値と独立して分散を説明できる余地が30%程度であることを鑑みると、こうした他変数は理科に対する統制感や興味価値と関連しながら影響を与えるプロセス（例えば、媒介効果や調整効果など）が成り立つ可能性が想定できる。

また、統制感得点と興味価値得点の相関の様子が、学年が進むごとに強くなっていることは注目に値する。1年生の段階では両変数の相関は中程度に留まることから、「理科の勉強ができる」という感覚と「理科の内容は面白い」という感覚はある程度独立しているといえる。しかし、3年生での両者の相関係数は、 $r = .75$ と強い相関であったことから、「理科の勉強ができる」と思えなければ「理科の内容は面白い」とは感じられない様子が伺える。学年が増すにつれ、苦手意識を持たせない指導を行うことが、理科に対する興味の維持にも重要であると考えられる。

以下では各学年における学習単位ごとの統制感および興味価値と理科の好嫌との関連をもとに、理科の好嫌を規定する要因について議論する。

5.3.1 中学校1年生における好嫌の規定因

1年生における理科の好嫌と比較的大きな偏相関係数が得られた学習単位は、物理分野にあたる「光と音」および「力と圧力」であり、特に統制感と中程度の相関があった。この結果は、1年生での学習では特に物理分野の学習内容が「自分にはできない」と知覚されると、理科を好きでなくなる傾向があることを示す。さらにその相関は当該分野に対する興味価値との相関よりも強いことから、これらの単位の指導には興味を喚起する工夫とともに、苦手意識を持たせない指導が特に重要であると考えられる。

5.3.2 中学校2年生における好嫌の規定因

2年生では、多くの学習単位で統制感および興味価値と理科の好嫌との偏相関係数が中程度以上の大きさを示した。理科の好嫌が1年生より減退傾向にあることを考慮すると、2年生では理科の好嫌が敏

感に変動し、学習単位を問わず「理科の勉強ができない」または「理科の内容が面白くない」と知覚されると理科を好きでなくなる傾向にあることが推察される。統制感と興味価値で理科の好嫌との関連の様相に大きな差異はなかったが、「電流と磁界」と「動物の体のつくりと働き」の学習単位では、統制感の方が興味価値よりも比較的強く理科の好嫌と関連していた。特に「電流と磁界」では統制感の平均値が理論的中央値を大きく下回っていることから(2.64)、この学習単位を学習する際に理科の統制感が下がり、それに伴って理科の好嫌が低減するものと思われる。

5.3.3 中学校3年生における好嫌の規定因

3年生では、多くの単位で統制感よりも興味価値の方が理科の好嫌と強く関連していた。特に「化学変化とイオン」と「酸・アルカリとイオン」の単位では、統制感を統制した上でも理科の好嫌と $pr_s = .50$ 以上の中程度の偏相関が示された。3年生になると化学分野の学習内容は粒子の微視的な挙動を扱うためにイメージが持ちづらくなるが、こうした内容に面白さを見出せる子どもは「理科の勉強ができる」かどうかに関わらず、ある程度理科を好きでいられる傾向にあることが推察される。この傾向は物理分野でも同様であり、抽象的な内容や計算を要求する学習場面が多くなる学習単位であるが、本質を捉え、面白さを見出せる子どもは理科が好きな状態を保てるものと推測される。

その反面、「日周運動・年周運動」と「太陽系と惑星」の単位では、統制感の方が興味価値よりも強く理科の好嫌と関連していた。この結果は、天体分野では内容に対する興味の有無や強弱とはある程度独立して、これらの学習が「できない」と知覚されると、理科の好嫌が減退しやすい可能性を示唆している。特に性差に着目すると、男子の方が女子よりも高い統制感を保有していた。天体学習では月や金星の見え方や位置関係を推論するなど、空間的なイメージ処理を要求する学習場面がある (e.g., 岡田・松浦, 2014)。認知心理学の研究によると、空間イメージ能力は平均すると男子の方が優れることが明らかにされている (Kimura, 1999; 野島・三宅・鈴木訳, 2001)。また、地学分野の統制感や学業達成には空間イメージ能力が影響することが報告されていることから (Black, 2005; 原田・鈴木, 印刷中)、天体分野でこのような性差が見られた背景には、空間イメージ能力の性差が天体分野で見られた統制感の性差と関連している可能性が考えられる。

5.4 分野ごとの統制感・興味価値の特徴

すべての学年に共通して物理分野に該当する単元の統制感他他の単元と比較して低い傾向にあった。川村 (1996) は好嫌評価によって物理分野が忌避されやすいことを示しているが、期待-価値理論の文脈から分析した本研究より、この傾向は期待概念で顕著であることが明らかとなった。すなわち中学校の物理分野の学習内容は「できない」と思われやすい傾向が強いことを示すものである。

また統制感、興味価値の両概念とも、物理分野は性差が最も顕著であった。この結果は Ogura (1995) による、物理に関連する分野における女子の低い動機づけを報告した調査結果と整合する。動機づけ変数における性差は、理科の好嫌に差が生じていない1年生でも観察されたことから、潜在的な性差は中学校理科の比較的早い段階で生じているものと考えられ、積極的な介入が求められる。

女子に対する有効な物理教育の方法に関する研究には、例えば、稲田 (2008) による諸外国の介入プログラムの分析がある。また、女子の興味や経験に基づいた介入を行った実践研究として、「電流」(稲田, 2013) や、「仕事の原理」(稲田, 2011) での実践が挙げられ、女子の態度や意識の変容が実証されている。しかし、「電流」の単元で行われた実践では、他の学習単元よりも困難であると表明していたことも報告されており(稲田, 2013)、統制感への介入効果は限定的である可能性がある。そのため、引き続き女子の動機づけに対する介入研究を推進していくとともに、統制感や興味価値にもたらす効果の有無、およびその効果量を精緻に分析していくことが必要だろう。

一方、生物分野に該当する単元は動機づけ変数が高い水準にあった。中学校の生物分野は「自分にもできる」と認知されるのと同時に「内容が面白い」と感じられるようである。

化学分野と地学分野に該当する単元の動機づけ変数は3.00前後他他の単元と比較して目立った特徴は見られない。その中でも特徴的な点として、1年生の「火山と地震」において、統制感他生物分野と比較するとやや低い傾向であったにも関わらず、興味価値では1年生のどの単元よりも高かったことが挙げられる。その原因として、教師が特に重要性を強調して指導にあたっていることや、子どもが学習の重要性を見出しやすい単元であることが考えられる。

6. まとめと今後の課題

本研究で明らかになった成果は以下の4点にまとめられる。(1) 理科が好きでなくなるタイミングは性別によって異なる。具体的には、1年生では男女で共通して、2年生では女子のみ理科の好嫌が減退すること、(2) 理科の好嫌における性差は2年生から生じ、3年生ではさらに拡大すること、(3) どの学年においても統制感、興味価値の両方が理科の好嫌を説明するが、各学年の学習単元によって理科の好嫌と関連する動機づけ変数は異なること、(4) 全学年を通して、物理分野の学習内容に対する統制感他は低く、反対に生物分野に対する統制感他および興味価値は高い傾向にあること、である。

しかし、本研究の対象校は1校であり、結果の一般化には慎重になるべきである。こうした調査を今後も広く継続的に行い、複数の研究結果を統合したメタ分析を行うなど、エビデンスレベルの高い解析によるメカニズム解明が必要であろう。

また、本研究は横断データを分析対象として実施された。時間的変動の検討では新1年生から3年生までの4つの母集団を想定し、母平均の不偏推定量かつ最尤推定量である標本平均から理科の好嫌の値を推測した。集団平均を求めるには横断データの方が経済的な側面があり、必ずしも縦断データは必要ない(氏家, 2009)。しかし、理科の好嫌と動機づけ変数の双方向的な関連のうち、時間的に先行する要因がどちらであるかなど、因果を正確に特定するためには縦断データを用いた交差遅延効果モデルなどの手法を使用する必要がある。これを今後の課題としたい。

さらに理科の好嫌の変動に関して、「いつ」に当たる学年の効果と、「なぜ」に当たる単元に対する動機づけ変数の効果に関して、本研究では混在した形でしか検討できていない。具体的には、学年と学習内容をシャッフル、例えば本研究の対象校において1年生で扱った単元を3年生で実施したとき、理科の好嫌の変動がどうなるかは不透明である。この問題を真に明らかにするためには、それぞれの学習単元を扱う時期を要因計画に組み込み、学習時期を操作するなどして検討する必要がある。

これらの限界を考慮すると本研究の成果は、いつ、なぜ理科が好きでなくなるかという問いに対して、教育心理学の知見に基づいた科学的な結果のひとつが提出されたこととともに、今後の縦断的研究の基礎となる仮説が生成されたことであると考えられる。後続の研究によって、より詳細に検討していくことが望まれる。

註

- 1) 本研究では理科の好嫌を、「好き-嫌い」の1次元で捉えている。そのため、理科を嫌いになる方向に好嫌の値が変化することを、本研究では「好嫌が減退する」と表現する。
- 2) 2年生のみ、「日本の気象」単元のまとめに該当する授業が終了していなかった。そのため、当該単元における結果の解釈は慎重に行う必要がある。
- 3) 2群間の比較の際に使用される効果量の指標には *Cohen's d* があるが、ノンパラメトリックな検定である Mann-Whitney の *U* 検定を実施した本研究には望ましくない。本研究では水本・竹内 (2008) に倣い、検定統計量を *Z* 値に変換し、効果量 *r* を算出した。

謝辞

本研究を行うにあたり、調査協力校の先生方と生徒の皆様のご協力を頂きました。深く感謝申し上げます。

付記

本研究は日本学術振興会特別研究員奨励費（課題番号：16J03041）の助成を受けた。

引用文献

- Black, A. (2005) Spatial ability and earth science conceptual understanding. *Journal of Geoscience Education*, 53(4), 402-414.
- Cohen, J., Cohen, P., West, S.G., & Aiken, L.S. (2003). *Applied multiple regression/correlation analysis for the behavioral sciences (Third Edition)*. Lawrence Erlbaum Associates, Mahwah, New Jersey. 390-430.
- Eccles, J.S., & Wigfield, A. (2002). Motivational beliefs, values, and goals. *Annual Review of Psychology*, 53(1), 109-132.
- 原田勇希・鈴木誠 (印刷中) 「心的イメージ処理特性が中学校理科の期待信念に及ぼす影響」『日本教育工学会論文誌』
- 稲田結美 (2008) 「女子の科学学習促進を目指した『介入プログラム』の特質」『理科教育学研究』第49巻、第1号、9-21.
- 稲田結美 (2011) 「女子の物理学習に対する意識向上のための人体アプローチ」『物理教育』第59巻、第3号、165-170.
- 稲田結美 (2013) 「理科学習に対する女子の意識と態度の改善に関する実践的研究」『理科教育学研究』第54巻、第2号、149-159.
- 井上慶祐・松浦拓也 (2016) 「理科学習に対する好嫌と動機づけの関係性に関する横断的研究」『日本理科教育学会第66回全国大会発表論文集』264.
- 糸井尚子・青木理保・大久保かおる・岡村京子・野々宮京

- 子 (1998) 「理科の好き嫌いに関する研究」『東京学芸大学紀要 第1部門、教育科学』第49巻、51-58.
- 科学技術振興機構 (2008) 「平成20年度小学校理科教育実態調査及び中学校理科教師実態調査に関する報告書 (改訂版)」 Retrieved from https://www.jst.go.jp/cpse/risushien/investigation/cpse_report_006.pdf 【最終アクセス：2017年3月14日】
- 科学技術庁 (編) (1994) 『科学技術白書 若者と科学技術』大蔵省印刷局. Retrieved from [http:// http://www.mext.go.jp/b_menu/hakusho/html/hpaa199301/index.html](http://http://www.mext.go.jp/b_menu/hakusho/html/hpaa199301/index.html) 【最終アクセス：2017年9月30日】
- 川村康文 (1996) 「高校生にみられる小・中学校理科学習の実態と問題点」『物理教育』第44巻、第4号、393-396.
- 解良優基・中谷素之 (2014) 「認知された課題価値の教授と生徒の課題価値評定、および学習行動との関連」『日本教育工学会論文誌』第38巻、第1号、61-71.
- Kimura, D. (1999). *Sex and cognition*. Cambridge: The MIT Press. (ドリーン・キムラ. 野島久雄・三宅真季子・鈴木真理子 (訳) (2001) 『女の能力、男の能力：性差について科学者が答える』新曜社、53-82.)
- 河野銀子・池上徹・中澤智恵・藤原千賀・村松泰子・高橋道子 (2004) 「ジェンダーと階層からみた『理科離れ』：中学生調査から」『東京学芸大学紀要 第1部門、教育科学』第55巻、353-364.
- 国立教育政策研究所 (編) (2006) 『生きるための知識と技能3 OECD生徒の学習到達度調査 (PISA) —2006調査国際結果報告書』明石書店、131-151.
- 国立教育政策研究所 (編) (2013) 『TIMSS2011 理科教育の国際比較：国際数学・理科教育動向調査の2011年調査報告書』明石書店、31-142.
- 国立教育政策研究所 (2015) 「平成27年度全国学力・学習状況調査の結果について (概要)」 Retrieved from http://www.nier.go.jp/15chousake_kkahoukoku/summary.pdf 【最終アクセス：2017年3月14日】
- 国立教育政策研究所 (編) (2016) 『生きるための知識と技能6 OECD生徒の学習到達度調査 (PISA) —2015調査国際結果報告書』明石書店、71-162.
- 松浦拓也 (2007) 「理科の到達度に影響する情意的要因に関する考察—小・中学生の比較を中心にして—」『広島大学大学院教育学研究科紀要 第二部 文化教育開発関連領域』第55号、21-25.
- 水本篤・竹内理 (2008) 「研究論文における効果量の報告のために—基本的概念と注意点—」『関西英語教育学会紀要 英語教育研究』第31号、57-66.
- 文部科学省 (2008) 『中学校学習指導要領解説理科編』
- 長沼祥太郎 (2015) 「理科離れの動向に関する一考察—実態および原因に焦点を当てて—」『科学教育研究』第39号、第2巻、114-123.
- Ogura, Y. (1995). 「Development of Interests in Science and the

- Influences of Gender and Parent」『科学教育研究』第19卷, 第3号, 172-180.
- 岡田大爾・松浦拓也 (2014) 「天文分野における児童・生徒の空間認識に関する比較研究」『図学研究』第48巻, 第2・3号, 3-10.
- 鈴木誠 (1996) 「理科教育における学習意欲の構造に関する研究 (3) —理科教育用自己効力感測定尺度 (SESSE: Self-Efficacy Scale for Science Education) の開発—」『日本理科教育学会研究紀要』第36巻, 第3号, 1-11.
- 氏家達夫 (2009) 「青年期の縦断研究—抑うつ症状と非行行動の個人内変化—」三宅和夫・高橋恵子 (編) 『縦断研究の挑戦—発達を理解するために』金子書房, 119-134.
- Wigfield, A., & Eccles, J.S. (2000). Expectancy-Value Theory of achievement motivation. *Contemporary Educational Psychology, 25*(1), 68-81.
-

(2017年7月10日受付, 2017年11月2日受理)

When and Why Have Lower Secondary School Students Disliked Science Learning?:

A Basic Study Based on Expectancy-Value Theory

Yuuki HARADA^{1,2}, *Kazuma SAKAMOTO*¹, *Makoto SUZUKI*¹

¹ Graduate School of Science, Hokkaido University

² Research Fellow of the Japan Society for the Promotion of Science

SUMMARY

The aims of this study are to examine when lower secondary school students do not like science, when gender differences of dislikes arise, and why some students do not like science from the framework of expectancy-value theory. In this study, the control belief for each unit was measured as the indicator of expectancy, and the interest value of each unit of the learning content was measured as the indicator of task value perception. Analysis of the results suggested the following: (1) In boys, there was no clear trend with regard to their like and dislike of science, whereas in girls, it was significantly reduced in the second grade, (2) Gender differences in the like and dislike of science emerged from the second grade and further expanded in the third grade, (3) In any grade, both the control and the interest value influenced the students' like and dislike of science, but related aspects differed depending on grade and unit, and (4) The unit in the physics field has lower control beliefs when relative to other units.

<Key words> motivation, lower secondary school students, preference for science learning, expectancy-value theory, gender difference