



Title	視空間認知能力による中学校理科の学業達成と動機づけへの影響：心的イメージ処理の2側面に着目した実証的研究
Author(s)	原田, 勇希
Degree Grantor	北海道大学
Degree Name	博士(理学)
Dissertation Number	甲第13573号
Issue Date	2019-03-25
DOI	https://doi.org/10.14943/doctoral.k13573
Doc URL	https://hdl.handle.net/2115/77137
Type	doctoral thesis
File Information	Yuki_Harada.pdf



北海道大学大学院理学院自然史科学専攻 博士学位論文

**視空間認知能力による中学校理科の学業達成と動機づけへの影響
—心的イメージ処理の2側面に着目した実証的研究—**

平成 31 年 3 月

原田 勇希

目次

まえがき	6
第 1 章 問題の所在	7
第 1 節 理科学習における視空間認知の役割	8
第 2 節 視空間認知を扱う心理学理論	15
第 3 節 理科の学業成績，動機づけと視空間認知能力の個人差	30
第 2 章 本論文の目的と構成	40
第 1 節 本研究の目的	41
第 2 節 本論文の構成	43
第 3 章【研究 1】空間イメージ能力が 5 教科の学業達成，学業的自己概念に及ぼす影響の検討	46
第 1 節 問題と目的	47
第 2 節 方法	49
第 3 節 結果	52
第 4 節 考察	56
第 4 章【研究 2】空間イメージ能力による理科・数学の学業達成，学業的自己概念への影響プロセス	60
第 1 節 問題と目的	61
第 2 節 方法	63
第 3 節 結果	65
第 4 節 考察	68
第 5 章【研究 3】心的イメージ能力が理科 4 領域の動機づけに及ぼす影響の検討	72
第 1 節 問題と目的	73
第 2 節 方法	78
第 3 節 結果	82
第 4 節 考察	87
第 6 章【研究 4】心的イメージ能力が理科の学業達成，動機づけに影響するプロセスモデルと学年差	91

第1節 問題と目的	92
第2節 方法	94
第3節 結果	97
第4節 考察	99
第7章【研究5】心的イメージ能力による理科学習への影響に関する縦断的研究	103
第1節 問題と目的	104
第2節 方法	108
第3節 結果と考察	111
第8章【研究6】心的イメージ能力による物理領域の作図スキルへの影響	118
第1節 問題と目的	119
第2節 研究6A：物理領域の作図スキルテストの作成	121
第3節 研究6B：心的イメージ能力が物理領域の作図スキルに及ぼす影響	126
第9章 総合考察	131
第1節 本研究の総括	132
第2節 空間イメージ能力の個人差が理科や数学に固有な学業達成や動機づけに影響するメカニズム	135
第3節 心的イメージ能力による理科4領域の学業達成，動機づけへの影響力の差異	141
第4節 教育的示唆	145
第5節 本研究の限界と今後の課題	151
引用文献	153
謝辞	168

Summary

In recent years, researches have verified that individual difference of visuospatial ability makes a part in academic achievement and motivation of STEM (Science, Mathematics, Engineering, and Technology) (e.g., Shea, Lubinski, & Benbow, 2001; Wai, Lubinski, & Benbow, 2009). Relating researches have been conducted in many fields such as Chemistry (Rhodes et al., 2016), Earth Science (Black, 2005), Astronomy (Rudmann, 2002), Physics (Kozhevnikov et al., 2002; Kozhevnikov et al., 2007) and so on. However, the following issues are remaining to apply findings of the fundamental research to educational support in the field of subject pedagogy.

Firstly, it is hard to assume that visuospatial ability only affects the academic achievement of science and mathematics. Since there is a strong correlation among the academic performance of different subjects, students with good (poor) mathematics are good (poor) at natural languages, too. Therefore, to apply the knowledge mentioned above to support measures, further studies comparing subjects are necessary. Secondly, when trying to apply knowledge as mentioned above to science education, it is unknown that which domain of Science (Physics, Chemistry, Biology, Earth Science) will be affected by visuospatial ability. Especially in junior high school, the curriculum structure of science education based on the consciousness of 4 domains constitute. Therefore, it is necessary to investigate which area of science subject need to utilize the results mentioned above for academic guidance. Thirdly, it is unknown that from when the visuospatial ability affects science learning in Japan. If we can identify the time point where visuospatial ability starts influencing in Japanese science education curriculum, it will be easier to consider specific countermeasures. This paper aimed to clarify these unresolved problems.

According to Study 1&2, we knew that ① spatial imagery ability did influence academic achievement of Science and Mathematics, but the influence was also verified in all subjects besides science and mathematics; ② academic self-concept only affected science and mathematics, which showed subject specificity clearly. These results implied that the influence of spatial imagery ability on the learning of science and mathematics might mediate motivation.

The results of Study 3 made it clear that even in the science subject, spatial imagery ability especially affects the domain of physics strongly. Additionally, object imagery ability affected the

control belief of biology domain.

The results of Sesearch4&5 made it clear that the influence of spatial imagery ability on motivation appeared from the 1st year of junior high school. Additionally, the correlation between achievement of physics in middle school and motivation was strong. These results suggest that it is necessary to support students with low spatial imagery ability in the physics classes in the 1st year of junior high school.

In Study 6, it was shown that the spatial imagery ability influenced the drawing skill in the physics domain. This result clarified the point which should be especially intervened in the physics domain.

In the 1st section of chapter 9, as a general consideration, the previous studies were summarized. In Section 2, the mechanism was discussed by which spatial imagery ability influenced academic achievement and motivation specifically of science and mathematics. To conclude, there is a high possibility that the motivation formation mediates the relationship between spatial imagery ability and academic performance/career choice. In Section 3, I focused on the influence of spatial imagery ability on the process of motivation forming. In particular, in the physics domain, the 1st grade of junior high school is the period where the impact of spatial imagery ability was first observed. Consequently, the difficulty in science learning was discussed, from the view of the studying contents and characteristics of required learning activities. In Section 4, as educational suggestions, effective support measures for students with low spatial imagery ability were considered. As future policies, utilization of verbal learning strategy and visual teaching materials, support for drawing skills, fostering of incremental mindset, and attention to metacognition referred prior researches were derived.

まえがき

小学校3年生から教科としての「理科」がスタートすると、多くの子ども達は理科の特徴である「実験・観察」による探究的な学習に魅せられる。実際、「平成30年度 全国学力・学習状況調査」の質問紙調査の結果では、「理科の勉強は好きですか」、「理科の勉強は大切だと思いますか」、「理科の授業の内容はよく分かりますか」という質問に対して小学校6年生の80%以上が肯定的な回答をしている。この結果は、過去の調査でも一貫してみられる現象である。中学生になると同様の質問に対する回答傾向が低い方向に推移する傾向にある（国立教育政策研究所，2018）。この現象は他教科と比較しても顕著である（国立教育政策研究所，2015）。そのため、従来から国内の理科教育学研究者は学習意欲，すなわち動機づけに焦点を当てた研究を行い，その解決策を模索してきた。

一方で，こうした調査結果は，中学校入学以降の理科の動機づけにおける個人差の拡大とも読み取れる。すなわち，中学校理科では動機づけを維持できる子どもと低下する子どもが存在するために，全体的傾向として動機づけが低下しているように観測されるということである。

それでは，動機づけが維持できる子どもと低下してしまう子どもの間にはどのような差異があるのだろうか。こうした動機づけの変化パターンを規定する要因は何であろうか。この問題は単純でなく，様々な要因が複雑に絡み合うカオス系であることは疑いない。その要因を概観すると，家庭環境や生育歴，また教師の力量や人間関係などに代表される社会・文化的要因，また認知能力やパーソナリティ特性のような個人差変数に代表される個人要因があろう。さらに両要因も安易に二分できるものではなく，背景要因同士の関係性もまた複雑であろう。

本研究はこの難題に対するひとつの解を与えるべく，様々な要因のうち，とりわけ個人差変数に着目する。とりわけ，心理学領域ではSTEM(Science Technology Engineering and Mathematics) 領域の学業達成に視空間認知能力の個人差が関与することが示されている。この現象は多くの国，学校種，分野で確認されており，頑健な現象であると考えられる。本研究ではこうした心理学領域で展開されてきた基礎研究と理科教育学をつなげるべく，理科教育の文脈の重視した上で実証的に検討する。それによる教育実践への示唆の導出を最終的な目標としたい。

第 1 章

問題の所在

第1節 理科学習における視空間認知の役割¹

1. 科学的概念の構成要素としての視覚的表象

日本の教育課程における理科の目標では、その一つとして「自然の事物・現象」について理解を図ることや深めることが掲げられている（文部科学省，2017ab）。小学校から中学校にかけて理科で扱う内容は高度になり抽象化される。そのため実物を対象とした観察，実験を通した学習が重視されることは小学校理科と中学校理科で共通しているものの（文部科学省，2017ab），中学校理科で学習，構築される科学的知識や理論には，私たちの感覚モダリティによって直接的に知覚できないものが多い。

例えば，中学校理科の物理分野（エネルギー）では力の3要素（大きさ，向き，作用点）を矢印によって視覚的に表現することを学習する。当然ながら，力は実際に視認できる存在ではないため，概念の獲得過程ではイメージ化が必要である。これは電流や磁界（磁力線）など他の学習単元，学習内容でも同様だろう。化学分野（粒子）では「粒子のモデルを用いて微視的に事物・現象を捉えさせることが大切」であり（文部科学省，2017a），目に見えないミクロな現象についてのイメージ生成が重要である。生物分野（生命）では「生物のつくりと働きの精妙さ」を認識させることが必要であるとされている。生命の繊細で精密なシステムについて実感を伴ったイメージを形成することが，生命を尊重しようとする態度の醸成につながるだろう。地学分野（地球）の見方（様々な事象等を捉える各教科等ならではの視点）として「時間的・空間的」な視点で捉えることが特徴的な視点として整理されている（文部科学省，2017a）。巨視的な視点が重要である同分野の学習は，化学分野で要求される微視的な視点とは反対であるが，直接視認できない現象や科学的概念を扱う点で共通しており，視覚的なイメージの活用は重要である。特に，天文分野の学習に

¹ 視空間認知そのものを研究してきた心理学領域と異なり，理科教育学研究でこれらの語句について厳密な定義づけがなされることは稀であり，多くの先行研究では素朴な捉え方をしている。そのため理科教育学研究の先行研究を概観する本節では，“視覚的表象”，“イメージ”の定義として「物理的な刺激入力がない状態での主観的な類知覚的体験」という認知心理学における定義を基本とするが（Kosslyn et al., 2006），すでに外化されている図的表現など，素朴な意味も含む。

おける月や星座の見え方の推論では、自らの視点を移動させ地球を俯瞰したようなイメージの生成が概念獲得にとって重要であるが、多くの生徒にとって困難を伴う認知的処理であることが知られている (e.g., 松森・関, 1981ab; 岡田・松浦, 2014; 土田・小林, 1986)。このように、理科の分野を問わず視覚的表象の活用は不可欠である。

そのため、ある自然の事物・現象を理解しようとする時、視覚的表象を媒介せざるを得ない (荒井, 1995)。理科教育学研究でもこうした視覚的表象の役割や活用を扱った理論が構築されてきた。

例えば、White (1988 森本・堀訳, 1990) は、科学的概念の記憶は言語的・記号的な記憶要素だけでなく、イメージのような視覚的な表象など多様な記憶要素が相互作用する動的な情報処理のプロセスによって構成されるとしている (小川, 2017)。それらの記憶要素とは、① 命題、② スtring、③ 知的技能、④ イメージ、⑤ エピソード、⑥ 運動技能、⑦ 認知的方略である (佐藤, 2017)。ここで述べられているイメージとは「感覚についての心的表象」(坂本, 2017)、あるいは「比喩的表現、モデルの構成・記述」(佐藤, 2017)と説明されており、必ずしも認知心理学領域で研究されてきた「物理的な刺激入力がない状態での主観的な類知覚的体験」としての心的イメージ (mental imagery; Kosslyn, Thompson, & Ganis, 2006 武田監訳, 2009) と同義ではない。しかし主観的な「感覚」である点で共通しており、こうした側面が科学的概念の構成要素であるという点で、イメージの重要性が強調されているといえる。

和田 (2011) は、Kozma らが提唱する自然事象の解釈に関わる表象の操作として、表象内容の描画 (レベル1)、学習初期における記号レベルでの操作 (レベル2)、表象の統語的操作 (レベル3)、表象の意味的操作 (レベル4)、表象の反省的、レトリック的操作 (レベル5) を紹介している。和田 (2011) によると、これらの表象操作のレベルは自己調整学習 (self-regulated learning; e.g., Pintrich & De Groot, 1990) と密接に関連しており、表象操作レベルの向上とともに自己調整の発達が実現されると考察している。このモデルにおいて、視覚的表象の活用は、主として表象内容の描画と学習初期における記号レベルでの操作に位置付けられており、より高次の自然事象に関わる表象操作の土台となる認知的処理であると考えられる。

上述した理論より、科学的概念の獲得過程では、命題的な言語体系としての記述に先立って視覚的表象の活用が重要であり、またその視覚的表象は科学概念の記憶要素の一部として長期記憶に保存されるといえる。したがって、新しい科学的概念の獲得を目指す際、

適切な視覚的表象が生成できているか、学習の進行に伴って視覚的表象が適切に操作され更新されているか、そして必要に応じて長期記憶に保存された科学的概念の視覚的表象を検索し、正しく心的に再生（再構成）できるかが重要な問題となる。こうした認知的処理を実現する基盤となる個人の視空間認知能力について、発達段階による説明がなされてきた。次項ではその代表的な理論を概観する。

2. 古典的な発達心理学，学習科学における視覚的表象と科学的概念の獲得

理科の学習内容や取り扱う科学的概念は，学年が進行するほど具体的な内容から抽象的な内容へと変化する。こうした段階的な学習内容の移行は古典的な発達心理学の理論の中で記述されてきた表象操作の発達段階に基づいている。

Piaget は発生的認識論（genetic epistemology）の視点より，人の認知機能の発達に4つの段階を想定し問題解決の特徴を説明した。感覚運動期（およそ2歳ころまで）の初期では生得的な反射によって外界の刺激に対して反応しているが，しだいに環境との相互作用を通して外界についての知識を構成し，直接知覚できないものを思い浮かべる能力，すなわち表象機能が出現する。前操作期（およそ8歳ころまで）では，急速な言語の獲得と表象機能の発達より，徐々に外的な動作を伴わず心的に処理することが可能となる。一方で，3つ山課題での失敗や，保存の概念を獲得していないことから（e.g., Piaget & Inhelder, 1941），論理的な思考が成立する前の段階と位置づけている。具体的操作期（およそ12歳ころまで）になると，自己中心性が弱まり事物・現象を多面的に捉えることができ，また保存課題も通過できるになる。この段階では実際に存在する事物を用いることができる条件下では，論理的な思考が成立しうる。さらに形式的操作期（およそ12歳以降）になると，抽象的・形式的に思考することが可能になる。科学的な思考に必要である帰納や演繹といった推論方法もこの時期に成立する。

Piaget による発達段階において，前操作期で他者からの見えを推論する（空間的）視点取得（perspective taking）とよばれる視空間認知処理を適切に実行することは難しいとされている。この発達段階では，複数の対象の空間的関係を自己の視点を基準として捉えることはできるものの，計量的関係として捉えることはできない上，複数の視点間の変換も容易ではない（加藤，1995）。Piaget と Inhelder の報告後の追試研究により，Piaget の前

操作期での視点取得の困難性は実験刺激の操作などの条件設定次第で成立しないことが示されている (e.g., Borck, 1975)。しかし国内の理科教育学研究でも Piaget の理論を援用した空間的視点取得に関する実証的研究が存在する (e.g., 松森・関, 1981ab)。

例えば、松森・関 (1981a)² は Piaget の理論に基づき、天文分野の学習と関連づけながら、児童生徒の視空間認知能力のうち回転概念、対称概念が低いことを示している。同時に、彼らは発達段階による課題成績の差や、男子が女子の成績を上回る性差についても明らかにしている。松森らの一連の研究はその後の天文分野を扱う研究のトリガーになったものであり³、国内の理科教育学研究に与えた影響力は大きい。

また知識の獲得に焦点を当てた Bruner, Olver, & Greenfield (1966) による理論では、知識獲得は行為的 (enactive) 表象、映像的 (iconic) 表象、記号的 (symbolic) 表象の相互作用によって実現されると説明されている (松本, 2017)。この認知発達の理論は、各教科、各学問で指導すべき構造 (structure) を徐々に複雑になるように組織化する螺旋型カリキュラム (spiral curriculum) の基盤となるものである。学習指導要領における理科のカリキュラム構成では複数の学年で何度も同様の自然の事物・現象を扱い、そこで設定されている教育目標は発達段階に応じたものとなっている (文部科学省, 2017ab)。理科の授業では実物の観察や具体的なモデルを活用した学習が重視されており (文部科学省, 2017ab), こうした行為的表象や映像的表象に働きかける指導は抽象的な概念の獲得を促進する効果がある (Brown, McNeil, & Glenberg, 2009; Fyfe, McNeil, Son, & Goldstone, 2014)。国内の理科教育学においても同様の結果を支持する知見が提出されている。例えば、漆畑・吉田 (2015) は高校化学基礎における「中和」の学習内容の指導にアニメーション教材を導入し、メンタルモデル (人間の心の中にある心的操作や心的シミュレーションによって推論・予測・問題解決などが可能なモデル) の形成に効果的であったことを報告している。

また、Bruner の理論では、行為的表象、映像的表象、記号的表象の順に発達していくと

² 松森・関 (1981a) の研究における回転概念は、3次元のオブジェクト上に巻きつけられた矢印について、指定された視点からの見えを推論する課題によって評価されている。この課題は空間的視点取得によっても、心的回転によっても解けることから、どちらか一方の認知的処理のみを反映したものではない。対称概念はオブジェクトの鏡像を推論する課題と、折りたたんだ紙の一部を切り抜いて開いた際の様子を選択する課題 (Paper Folding Test と似た課題) によって評価されている。

³ 例えば、瀬戸崎・岩崎・森田 (2012) や、栗原・濤崎・小林 (2015) など、現在 (2010 年以降) においても引用され続けている。

指摘されている。このことから、とりわけ記号的表象が十分に発達していない段階では、自ら自然の事物・現象に直接働きかける学習活動や、具体的に視覚化できる教材を用いた指導が重要であると考えられる。こうした学習活動は視覚的表象、あるいは視覚に限らず各感覚モダリティに対応した知覚的表象を活性化させることで科学的概念の獲得に貢献するといえる。

3. 理科の問題解答における視覚的表象の役割⁴

理科の問題解答場面における効果的な視覚的表象の活用は、課題遂行に対してポジティブな効果をもたらす。作図された視覚的表象による問題解答への恩恵は古くから指摘されており、例えば数学の問題解答に至るヒューリスティックスをモデル化した Polya (1945) は、問題解答の初期における「問題の理解 (understanding the problem)」の段階において、図を描くことの重要性を強調している。伊藤・大西・杉江 (1993) は作図の利点を、①保持性、②操作性、③全体性の 3 つを挙げている。伊藤ら (1993) が挙げた作図の利点は、ワーキングメモリモデル (Baddeley & Hitch, 1974) の視点から考察されており、問題を文章表現ではなく図として視覚化することで、問題の一部もしくは全体を外部記憶として保存できることで、人間が記憶しておかなければならない情報量が削減され、中央実行系 (Central Executive) の処理資源が節約できるとしている。

実際、多くの研究で作図、および図表の活用による問題解答の促進効果が見出されている (e.g., Larkin & Simon, 1987)。数学の問題解答と関連する要因を検討したメタ分析では、図的表現を活用した思考方略の有効性が明らかにされており、また他の問題解答を促進する思考方略と比較してもその効果量は顕著に大きいことが見出されている (Hambree, 1992)。物理分野 (仕事とエネルギー) では、図的表現が言語によって表現されている問題から段階的に方程式での表現に移行させる架け橋として機能することで、問題解答が促進されることが見出されている (van Heuvelen & Zou, 2001)。Ainsworth & Th Loizou (2003)

⁴ “problem solving” は一般的に「問題解決」と訳されることが多い。しかし、理科学習において「問題解決」は、科学的探究プロセス (問題の把握、仮説設定、実験・観察方法の立案、結果の記録、考察) による課題解決を指す場合が多い。本研究では学力テストなどに代表されるような筆記試験における知識問題および思考力測定問題に対する問題解決を扱う。そこで誤解を避けるために「問題解答」と表現することとした。

は学習における自己説明⁵ (self-explaining; Chi, Bassok, Lewis, Reimann, & Glaser, 1989) に焦点を当てた研究を行い、肺循環に関する学習をテキストで行う群と図で行う群に分け、テスト結果 (pre-post デザイン) と自己説明の生成量を比較している。実験の結果、図による学習を行った群の自己説明の生成量が有意に多く、テスト結果 (post) が有意に高かった。この研究においてもワーキングメモリモデルに基づく考察がなされており、自己説明による言語化は音韻ループ (phonological loop)、与えられた図は視空間スケッチパッド (visuospatial sketchpad) で分散して処理されることで、認知負荷を軽減できると考察している。Robinson & Kiewra (1995) も実験的アプローチによって、図表による学習の方が概念間の関係性を理解させる効果があることを見出している。これらの知見をまとめると、問題解決場面における視覚的表象の活用は認知的負荷の低減につながり、問題解答に促進的な効果があると考えられる。

4. まとめと課題

以上より、理科の学習における視覚的表象の活用は、科学概念の獲得に寄与し、また認知的処理の負荷を軽減することで適切な問題解答を促進する効果があるといえる。こうした視覚的表象を操作する視空間認知能力は子どもの年齢が上がるにつれて向上し、その発達過程は古典的な発達心理学や学習科学の研究成果によって記述されている。また現在の理科教育のカリキュラム構成もこうした発達段階を踏まえたものになっていると考えられる。

一方で、多くの理科教育学研究では認知心理学領域で展開され、実験による実証的研究によって構築された視空間認知の理論的背景に基づいた議論は少ない。また日本の理科教育学研究における実践的研究および基礎的研究では、Piaget や Bruner などの古典的な理論に基づいた視空間認知能力の発達過程はある程度考慮されているものの、視空間認知能力の個人差に着目した研究はほとんどない。前述したように理科学習のあらゆる場面で視覚的表象の活用を要求し、さらに表象それ自体が科学的概念の記憶要素であるのであれば、

⁵ 自己説明は「文章や他の媒体に提示された新しい情報を意味づける試みにおいて、自分自身への説明を行う活動」と定義されている (深谷, 2011)。自己説明の産出には科学的概念の獲得を促進する効果があり、教育心理学領域でその効果や育成方法が研究されている (e.g., Chi et al., 1989; 深谷, 2011)。

視覚的表象を操る能力である視空間能力の個人差による学習への影響が大きいと予想される。また直接体験や ICT，モデルの活用など，実物やリアルなモデルとして提示することによって視覚的表象を長期記憶として保存するように働きかけたとしても，実際の問題解決の際に必要な応じて長期記憶に保存された視覚的表象をワーキングメモリモデルにおける視覚キャッシュ内，または心的イメージモデルにおける視覚バッファ内に再構成できるかどうかは個人差が絡む問題である。

そこで次節では，心理学で研究されてきた人間の視空間認知についての理論を概観し，視空間認知能力の個人差による理科学習への影響を検討した先行研究をレビューする。

第2節 視空間認知を扱う心理学理論

1. 知能の下位因子としての空間能力

(1) 空間能力の定義

空間能力 (spatial ability) は、古くから人間の認知的な情報処理能力、すなわち知能 (Intelligence) の一部として扱われ研究されてきた。知能とは人間の知的行動の基礎にある能力を指す概念である (丹野, 2011)。空間能力は知能研究の中で発見された概念であり、その定義や概念範囲は時代とともに変化してきた (e.g., Harris, 1978)。本研究では、竹内 (1995) の定義を引用し、「人間の認知的諸領域の中で一定の領域を占めるものであり、必ずしも課題に空間的ないし視覚的な刺激を含まなくても問題解決過程において視空間的な方略が用いられるときには関与する能力であって、(中略) 下位能力にさらに分類することが可能なもの」として捉える。

(2) 知能研究の発展と空間能力の発見

元来、発達の遅れがある子どもに対する診断を目的として知能テストが開発された経緯があり、現在でも発達検査として使用されている (e.g., WISC)。それと同時に、因子分析の手法を適用して知能の正体を探索する研究も行われてきた。

Spearman による初期の知能研究では、複数のタイプの検査課題の遂行成績を因子分析することを通し、すべての課題に共通する一般知能 (g) 因子と課題固有の特殊 (s) 因子が発見された。Spearman 以降の主な論点はこの g 因子の存在を巡るものであり、空間能力には注意が払われていなかった (レビューとして, Eliot, 1987; 竹内, 1995)。その後 Thurstone (1938) が 50 以上の課題成績に対し、当時新しい方法であった斜交回転を駆使した因子分析を行い、7 つの領域固有な知能因子を同定した (言語理解、語の流暢性、帰納推理、空間、数、機械的記憶、知覚の速さ)。このとき発見された空間因子は旗テスト (flags test) のような視覚的、空間的なイメージを操作する課題が中心であったが、三段論法のような空間的な刺激を用いない課題からも構成されていた。Thurstone (1938) はこうした課題の特徴として視覚的なイメージを生成する方略が有効であることを挙げており、この

時点から空間能力は単に刺激の性質によってだけで定義できないものであったことが伺える（竹内，1995）。

知能の構造に関する研究は20世紀を通して発展しつづけ、Guilfordによる多重知能理論、Cattellによる結晶性知能（crystallized intelligence; 以下 Gc）と流動性知能（fluid intelligence; 以下 Gf）から構成される Gf-Gc 理論（Cattell, 1963）、Hornによる Gf-Gc 理論の発展モデル、Carroll（1993, 2005）による3層理論（three-stratum theory）が提唱されるなど、理論的検討が進んだ（レビューとして、三好・服部，2010）。現在、知能の構造をめぐる議論は Cattell と Horn, Carroll の理論的統合によって生み出された CHC（Cattell-Horn-Carroll）理論に収斂しており、知能の階層的構造を想定したモデルが支持されている（McGrew, 2009）。

（3）空間能力の因子構造，下位概念

CHC 理論において空間能力は、狭い能力因子から構成される第1層（narrow abilities）として、視覚化（visualization; V）、空間関係（spatial relations; SR）、閉包速度（closure speed; CS）、閉包への柔軟性（flexibility of closure; CF）、視覚的記憶（visual memory; MV）、空間走査（spatial scanning; SS）、逐次的知覚統合（serial perceptual integration; PI）、長さの推定（length estimation; LE）、錯覚への抵抗（perceptual illusions; IL）、知覚交替（perceptual alternations; PN）、イメージ（imagery; IM）の11因子が想定されている（McGrew, 2009; 三好・服部，2010）。これら11因子は第2層（broad abilities）の視覚的处理（visual processing; 以下，Gv）の下位因子として位置づけられる。CHC 理論において Gv は「視覚的なパターンや刺激の知覚・分析・貯蔵・検索・操作・思考に関する能力」として定義される（三好・服部，2010）。CHC 理論の枠組みと Gv の定義では、様々なタイプの視覚・空間的な情報処理能力はそれぞれ領域特異的な下位因子を想定しているものの、共通する高次因子が存在することを示している。

CHC 理論は知能全般の構造を探索する過程で構築された理論であるが、Thurstone(1938)以降では、とりわけ空間能力の因子構造に注目した研究も多い。Linn & Petersen（1985）はこうした多くの研究をレビューし、空間能力を空間知覚（spatial perception）、心的回転（mental rotation）、空間的視覚化（spatial visualization）から捉えた。空間知覚とは、与えられた妨害情報を考慮しながら自分の体の向きに関する空間的な関係性を判断する能力である。代表的な測定課題には水位テスト（Water Level Test; Harris, Hanley, & Best,

1978, 傾いたビンの中の水面の様子を推論する課題であり, ビンの角度によらず, 水平に描かれている刺激を選択することが求められる) がある。心的回転とは, 2次元, あるいは3次元の刺激を, 心の中で可能な限り素早くかつ正確に回転させる能力である。代表的な測定課題には心的回転課題 (Mental Rotation Test, 以下 MRT; Vandenberg & Kuse, 1978) がある (Figure 1)。空間的視覚化とは, 複雑な空間情報を数段階にわたって操作する能力である (Richardson, 1999)。代表的な測定課題には Paper Folding Test (以下, PFT; Ekstorm, French, & Harman, 1976, 折りたたんだ正方形の紙にパンチで穴を開けたものを広げたときの見え方を推論する課題) がある。Linn & Petersen (1985) と類似した分類は Lohman (1988) によってもなされており, 空間定位 (spatial orientation; 異なる視点から刺激を観察したとき, いかに見えるかをイメージする能力), 空間関係 (spatial relation; 刺激の同定判断に求められる心的回転を素早く正確に実行する能力), 視覚化 (visualization; 処理の速さではなく, 複雑な空間情報に対する心的操作を実行する能力) の3つの下位概念を見出している。

前述したように空間能力には複数の下位因子が存在するようであるが, それぞれの空間能力因子同士には正の相関があり (レビューとして, Richardson, 1999), 下位概念間の境界は明瞭でない。例えば, Hegarty & Waller (2004) は, 心的回転と空間的視点取得の遂行成績に対して確証的因子分析を行った結果, 一般空間能力を想定した1因子モデルよりも, それぞれに対応する2因子構造を想定したモデルの方が良好な適合度であったものの, 両因子には強い相関 ($r = .80$; Experiment 1, $.81$; Experiment 2) があることを見出している。この結果からはそれぞれの処理に共通する認知的基盤の存在が伺える。また, とりわけ心的回転と空間的視覚化の差異は不明瞭である。この両者について, 速さの次元 (speed or power) と複雑さの次元 (simple or complex) から説明するアイデアがあり, 心的回転

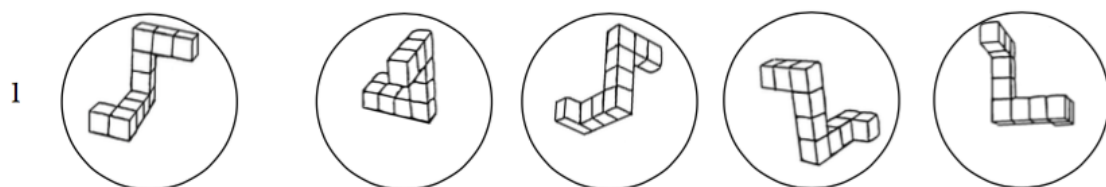


Figure 1. Vandenberg & Kuse (1978) による MRT の刺激

右の4つの刺激の中から, 回転させると左に配置された標的の刺激と重なる正刺激2つを制限時間 (3分) 内にできるだけ多く選択する課題である。1セット3分で10題から構成され, 2セット行う。

の測定課題では比較的シンプルな刺激を早く処理することが求められるのに対し、空間的視覚化の測定課題では時間を要する比較的複雑な処理が求められると説明している (Wang, 2017)。このアイディアに基づくと、心的回転と空間的視覚化の概念的差異は課題解決の際に要求される速さと複雑さの“程度”として記述でき、同ースペクトラム上に位置づけられる構成概念であるといえる。様々な種類の空間能力課題に対して確認的因子分析を行った他の研究 (Colom, Contreras, Botella, & Santacreu, 2002) では、一般空間能力を想定したモデルが採択できることが示されており、一般空間能力因子は流動性知能と強く相関することが見出されている。Rimfeld et al. (2017) は空間能力が 1 因子構造であることを見出した上で、課題に共通の遺伝基盤に関し、その遺伝率 (69%) を算出している。

こうした背景より、空間能力の因子構造について一義的に定義することはできないといえる。ただし、これらの多くの研究結果は本項の最初に紹介した竹内 (1995) の定義や CHC 理論による Gv 概念と矛盾するものではない。これらを総合すると、空間能力には様々な下位因子、下位概念が想定できるものの、課題成績は相互に相関することから、一般空間能力因子として仮定できる共通する認知的基盤が存在すると考えられる。

2. ワーキングメモリモデルにおける視空間認知

(1) ワーキングメモリモデルの発展と下位システム

ワーキングメモリは認知心理学の記憶研究の領域において発展してきた情報処理モデルであり、黎明期の研究では古典的な人間の記憶モデルである記憶の二重貯蔵庫モデル (Atkinson & Shiffrin, 1971) を基礎としている。二重貯蔵庫モデルによると、感覚器官に入力された刺激は感覚記憶として保持される。感覚記憶は数秒程度で消失するといわれ、例えば視覚モダリティの感覚記憶であるアイコニック・メモリー (iconic memory) は 500 ミリ秒程度の持続時間であり、聴覚モダリティの感覚記憶であるエコイック・メモリー (echoic memory) の持続時間も 5 秒程度であるといわれる。それらの感覚記憶のうち選択的注意を向けられた情報が短期貯蔵庫 (short-term store; 以下, STS) に貯蔵され短期記憶となる。また STS に一時的に保存された短期記憶から、リハーサルが行われた情報が長期貯蔵庫 (long-term store; LTS) に貯蔵され長期記憶となる。二重貯蔵庫モデルは記憶課題における系列位置効果に関する現象をよく説明できる (e.g., Glanzer & Cunitz, 1966)。し

かしその後、脳損傷の症例報告や (Warrington & Shallice, 1969)、文章理解と STS 容量との関連を検討した実験結果 (Perfetti & Goldman, 1976) など、二重貯蔵庫モデルでは説明できない現象が報告された。これらの報告は短期記憶と長期記憶という 2 つのシステムを媒介する別のシステムの存在を示唆しており、また短期記憶が長期記憶への経路として位置づけられているモデルそのものに対する疑念を生んだ (荳阪, 2002)。ワーキングメモリモデルはこうした背景の中、記憶の保持と処理の両方を扱うモデルとして提案された。

Baddeley & Hitch (1974) によって提唱されたワーキングメモリモデルは、中央実行系、音韻ループ、視空間スケッチパッドの 3 つのコンポーネントから構成される。音韻ループは言語情報を一時的に保持する機構であり、音声情報を保持できる受動的な音韻貯蔵庫である音韻ストア (phonological store) と内的なりハーサルによる音声表象の再活性化と視覚提示された文字情報の音声化を担う構音リハーサル (articulatory rehearsal) の 2 過程からなる (Baddeley, 2007 井関・斎藤・川崎訳, 2012; 荳阪, 2002)。視空間スケッチパッドは色、形、テクスチャなどの視覚的情報や、位置、運動などの空間的情報を一時的に保持する機構であり、音韻ループと同様に受動的な一時貯蔵庫である視覚キャッシュ (visual cache) とリハーサルにより視覚的・空間的情報を再活性化する内的書記 (inner scribe) の 2 過程からなる (Logie, 1995)。中央実行系は、目的に応じた注意のコントロール、保持機構への処理資源の分配、長期記憶との情報のやりとりの調整を担う、モダリティに依存しない中心的な情報処理機能である。Baddeley & Hitch (1974) 以降、ワーキングメモリモデルは拡張されており、現在では前述したコンポーネントの他に、長期記憶に保存されている情報を検索、参照し、音韻ループや視空間スケッチパッド内の情報と統合して保持する機能であるエピソードバッファ (episodic buffer) が追加されている (Baddeley, 2007)。本研究では、中央実行系と音韻ループの働きによって実現される言語的情報の保持と処理を担うシステムを言語性ワーキングメモリ、中央実行系と視空間スケッチパッドの働きによって実現される視覚的、空間的な情報の保持と処理を担うシステムを視空間性ワーキングメモリと呼ぶ (e.g., Alloway, Gathercole, & Pickering, 2006)。

(2) ワーキングメモリの容量制約と個人差

ワーキングメモリには厳しい容量制約がある。初期の研究では、短期記憶容量は平均して 7 つ程度であるとされていた (Miller, 1956)。しかし、Baddeley & Hitch (1974) は文章の意味処理と数字の記憶を同時に求める二重課題法 (dual task) によって、記憶容量と

意味処理は資源を共有しており、いわばトレード・オフの関係にあることが見出された。その後の研究によってワーキングメモリの記憶容量には個人差が大きいものの、平均して 3 から 4 程度であることが明らかにされている (e.g., Cowan, 2001; Daneman & Carpenter, 1980; Luck & Vogel, 1997)。

理論的には、モダリティに依存しない中央実行系の処理資源を言語性ワーキングメモリと視空間性ワーキングメモリで共有すると考えられているが、実際には両者の独立性を示す実験結果が報告されている。Shah & Miyake (1996) は、文字刺激の心的回転を一次課題、文字の方向を記憶する課題を二次課題とする空間スパンテストによって空間性ワーキングメモリを測定し (Figure 2), リーディングスパンテスト (Daneman & Carpenter, 1980) によって測定される言語性ワーキングメモリ容量との関連や、他の認知課題、大学進学適性試験 (SAT) の成績との関連を検討した。この研究では、言語性ワーキングメモリ容量と視空間性ワーキングメモリ容量は実質的に関連しておらず、また説明できる認知課題や SAT の遂行成績が異なることを見出し、両者の処理資源が独立していると結論づけた。Luck & Vogel (1997) による視覚性ワーキングメモリの特徴を検討した先駆的な研究においても、2 桁の数字の記憶によって言語性ワーキングメモリに負荷をかける二次課題を課しても、遂行成績は低下しないことを見出している。同様の結果は Daneman & Tardif (1987) によっても報告されている。

一方、反証する結果も提出されている。Alloway et al. (2006) は 4 歳から 11 歳までの子どもを対象として、複数の言語性、視空間性ワーキングメモリ課題とシンプルスパンテ



Figure 2. Shah & Miyake (1996) による空間スパンテストの流れ

セットサイズ 2 のときの 1 施行の流れを示している。参加者は文字刺激の心的回転による正像鏡像判断をしながら文字の向きを記憶することが求められる。その後の再生施行では、順番に文字の向きを再生することが求められる。

ストによる言語性短期記憶課題，視空間性短期記憶課題を実施し，構造方程式モデリング（structural equation modeling; 以下，SEM）によって潜在的な因子構造を推定している。分析の結果，潜在変数として音韻ループに相当する言語性短期記憶因子，視空間スケッチパッドに相当する視空間性短期記憶因子，中央実行系に相当するモダリティ一般的なワーキングメモリ因子の 3 因子が抽出され，言語性ワーキングメモリ課題は言語性短期記憶因子とワーキングメモリ因子，視空間性ワーキングメモリ課題は視空間性短期記憶因子とワーキングメモリ因子から説明されることを見出した。これと類似した結果は Kane, Hambrick, Tuholski, Wilhelm, Payne, & Engle（2004）によっても報告されている。

いずれの研究でも，その共通性の程度は研究によって異なるものの，言語性ワーキングメモリ容量と視空間性ワーキングメモリ容量は異なる潜在因子から説明されることは共通している。すなわち，両ワーキングメモリ容量はある程度は独立していると考えられ，一方のワーキングメモリが優れるといった個人差も生じうる。

さらに，視空間性ワーキングメモリも，色，形などの物体（object）情報の保持と処理を担う視覚性ワーキングメモリと，位置や運動などの空間情報の保持と処理を担う空間性ワーキングメモリに分割できると考えられている。視覚性ワーキングメモリ容量は，Luck & Vogel(1997)が開発した方法と類似した課題によって物体の保持容量が測定される（Figure 3）。空間性ワーキングメモリ容量は，主に Shah & Miyake（1996）のような心的回転を使

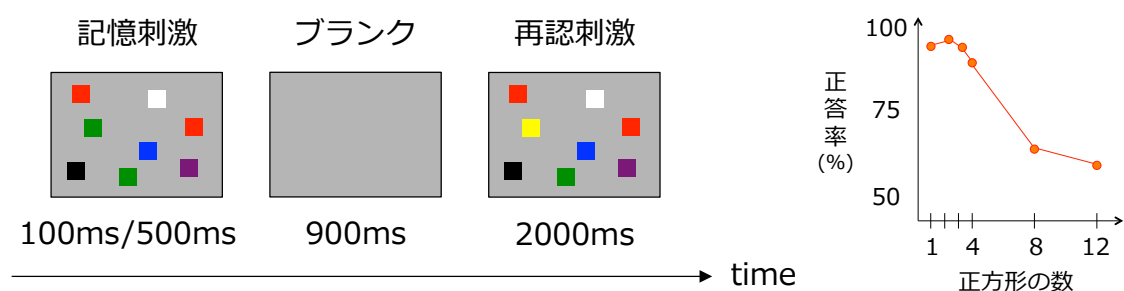


Figure 3. Luck & Vogel（1997）による視覚性ワーキングメモリ課題の一部

この実験では，瞬間呈示された記憶刺激とブランク後の再認刺激とが同一のものか，変化があったかを答えることが要求される。再認刺激では記憶刺激と同一のものと，1つの正方形の色を変更した刺激が用いられた。もし，記憶刺激を呈示される個数によらずに全て記憶できているならば，セットサイズ（正方形の数）を増やしても正答率は100%になるはずである。この実験により，実際の記憶容量は4つ程度であることが見出された（右のグラフ）。また，言語性ワーキングメモリに負荷をかけても成績は変化しないことや，記憶容量は複数次元の特徴（形，色）が統合された物体の数として捉えられることが見出された。

なお，右のグラフは Luck & Vogel（1997）を参考にして筆者が作成したものであり，実際のデータとは異なる。

用した課題や、Corsi Block 課題 (e.g., Kessels, Van Zandvoort, Postma, Kappelle, & De Haan, 2000) のような空間系列情報の記憶課題で測定される。これらのワーキングメモリは異なるタイプの妨害刺激によって遂行成績が低下することが示されており (e.g., Klauer & Zhao, 2004), また両遂行成績の間には相関が認められないことから (e.g., 川原・松岡, 2008), 独立した処理資源を持つと考えられている。このワーキングメモリにおける視覚・空間の異なる機構の存在は、視覚情報処理における 2 つの経路の存在 (Mishkin & Ungerleider, 1982) と整合する。具体的には、視覚性ワーキングメモリは色や形などの物体情報の処理経路である腹側視覚経路と、空間性ワーキングメモリは位置や運動などの空間的情報の処理経路である背側視覚経路と対応する。

すなわち、視空間認知をワーキングメモリモデルから捉えると、モダリティー一般的認知基盤である中央実行系によるコントロールを受けるものの、その個人差は言語性ワーキングメモリとはある程度独立しており、また物体情報の保持と処理を担うワーキングメモリと空間情報の保持と処理を担うワーキングメモリも独立した機構である。そのため、視空間認知の個人差を測定する際には、視覚と空間の両側面から評価する必要がある。

3. 心的イメージのモデルからみた視空間認知

(1) Kosslyn によるモデルと下位機能

第 1 節でも述べたように、心的イメージは「物理的な刺激入力がない状態での主観的な類知覚的体験」と定義される (Kosslyn et al., 2006)。心的イメージの研究は、その表象形式をめぐる論争⁶ を契機として、知覚との機能的重畳 (i.e., 知覚的等価性の原理; Finke,

⁶ 「イメージ論争」は心的イメージの表象形式を、視知覚と同じように「心の中の眼で見る」絵として捉える描写派 (例えば, Kosslyn, 1980) と、心的イメージは命題記述として存在しており、現象体験は副次的なものにすぎないとする命題派 (例えば, Pylyshyn, 1973) の論争である。Kosslyn らは実験を通し、心的イメージの走査にかかる時間が表象内の距離に比例することや (e.g., Kosslyn, Ball, & Reiser, 1978), 一次視覚野を含む初期視覚野が心的イメージの生成中にも賦活することを見出した (レビューとして, Kosslyn et al., 2006)。こうした証拠は命題派の批判を完全に退けるのに十分ではないが (e.g., Anderson, 1978), Kosslyn らは行動実験の結果や、視知覚や心的イメージ処理における神経生理学的な応答を十分に説明できるモデルの構築に成功している (Kosslyn et al., 2006)。そのため、本論文では Kosslyn による心的イメージのモデルをもとに議論する。また、イメージ論争の内容それ自体は本論文の趣旨との関連が薄いため、詳細な言及は避ける。

1989) の検討や神経生理学的基盤の探索がなされ、モデルが精緻化されてきた (e.g., Kosslyn, 1994; Kosslyn et al., 2006)。なお、心的イメージには各モダリティに特有の現象体験があり、視覚以外にも聴覚イメージ、嗅覚イメージ、触覚イメージなどがある。本研究では視空間認知に注目するため、心的イメージという用語を視覚モダリティに限定して使用する。

Kosslyn (1994), Kosslyn et al., (2006) によるモデルは、視知覚と心的イメージの両方に使用されると仮定される下位システムから構成されている (Figure 4)。以下の各下位システムの概観では Kosslyn et al., (2006) の記述と, Richardson (1999), 山崎 (2018) による解説を参考, 引用する。

このモデルの中で最も重要な役割を果たすのが「視覚バッファ (visual buffer)」である。視覚認知の際には網膜から入力された情報を, 心的イメージの処理中には記憶から引き出した情報を描写するために用いられる。後頭葉の初期視覚野による処理がこのシステムに対応する。視覚バッファには詳細な処理がなされる以上の情報が存在する。そのため, 「注意の窓 (attention window)」が優先的にさらなる処理のために視覚バッファ内のある領域を選択する。「注意シフト (attention shifting)」は前述の注意の窓をシフトする機能であり, 新しい位置や対象へ注意の焦点を転換する処理を行う。「視覚バッファ」内の情報は, 空間特性 (位置, 大きさ, 方向など) を処理する背側視覚経路によるシステムである「空間特性処理 (spatial-properties-processing)」と, 物体特性 (色, 形など) を処理する腹側視覚経路によるシステムである「対象特性処理 (object-properties-processing)」に渡され, それぞれに処理が進められる。

最終的に, 各経路の情報が統合され, 「連合記憶 (associative memories)」に蓄積される。「連合記憶」はいわゆる長期記憶と短期記憶を含むシステムであり, 「空間特性処理」と「対

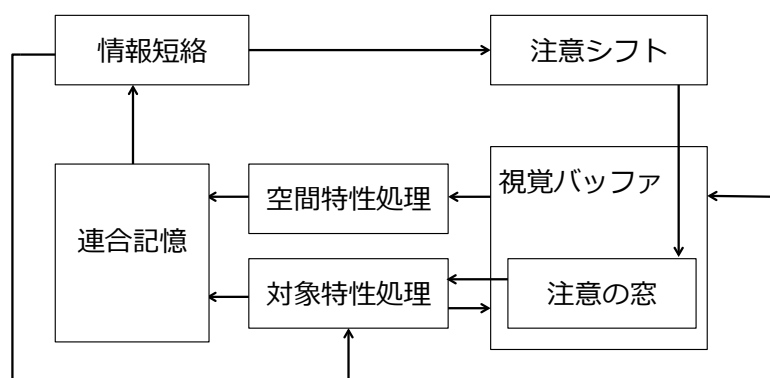


Figure 4. Kosslyn et al. (2006) によるイメージの下位システムモデル

象特性処理」からの出力は、「連合記憶」によって蓄えられていた表象と比較される。記憶情報が必要な視覚認知の場合には、「連合記憶」から引き出した情報が「情報短絡 (information shunting)」を經由して「対象特性処理」に入力され、網膜側からの入力情報とマッチングが行われる。また、イメージ中には同様の情報がこの経路を經由して「視覚バッファ」へと入力される。「情報短絡」は「連合記憶」に蓄えられている物体の情報や特徴、位置などの記憶情報をもとに、注意をどの位置や対象に向けるべきかという情報を「注意シフト」に送る。

これらの下位システムをベースとして、心的イメージ活動を実現するために必要と考えられる機能は、「生成 (generation)」、「内査 (inspection)」、「維持 (maintenance)」、「変換 (transformation)」の4つに分類される (Kosslyn, 1994; 山崎, 2018)。以下の4つの機能の概観では、山崎 (2018) の解説を引用する。生成は、長期記憶に蓄えられた情報を読み出して再構成する機能である。内査は、生成されたイメージの表象の部分や特徴を検出したり、空間関係を符号化したりする機能である。維持は、一度生成したイメージ表象を保持する機能である。変換は、一度生成した表象を回転させたり一部を変形させたりする機能である。現実イメージ課題を行うときの心的活動は、これらの機能を実現する下位システムの組み合わせによって説明される。

これらの心的イメージの4つの下位機能の個人差を測定する試みもある。例えば、Kosslyn, Brunn, Cave, & Wallach (1984) は、心的イメージの下位機能として想定された分解能 (image resolution)、生成、内査、変換の4つの下位機能の能力を独立して測定する課題を作成した。実験の結果、Kosslyn のモデルから導かれた、それぞれ処理を担う脳部位の賦活レベルによって課題遂行成績の大部分が説明された。また、菱谷・西原 (2007) は、信号検出理論を用いて鮮明度査定能力を評価する手法を開発しており、これは Kosslyn による心的イメージ機能における内査にあたると考えられる。しかし、一般的に心的イメージ能力として測定される個人差の次元は、こうした神経基盤に対応づけられる基礎的な下位機能レベルではなく、これらの下位機能によって実現される高次のレベル、より生態学的妥当性の高いレベルで議論されることが多い。

(2) 心的イメージ能力における個人差と測定尺度

これまで測定対象となってきた心的イメージ能力の個人差は、主に鮮明性、統御性、常用性 (表象型、選好性) の次元である (畠山, 2001; 菱谷, 2011; Richardson, 1999)。ま

た、測定方法も質問紙などの主観的方法と反応時間や正答率などの客観的方法に大別される。

鮮明性は、実際の知覚と比べて、その明瞭度はどの程度かという観点から定義されることが多い（菱谷，2011）。その測定は古くから行われ、主観的方法が主である。

代表的な鮮明性の測定質問紙には、QMI（Questionnaire upon Mental Imagery; Betts, 1909）と VVIQ（Vividness of Visual Imagery Questionnaire; Marks, 1973）がある。QMI は視覚を含む 7 つの異なる感覚モダリティについての心的イメージの鮮明度を問う項目から構成されているのに対し、VVIQ は視覚モダリティに限定した尺度である。VVIQ の回答形式は「完全にハッキリしていて、実物を見ているようである」から「全くイメージが浮かばないで、ただ言われたことについて自分が考えているということが『わかっている』だけである」までの 5 件法であり（菱谷，2005）、知覚との類似性を主観的に評価する項目表現となっている。

一方、近年では客観的方法で鮮明度を測定しようとする動きもある。例えば、Cui, Jeter, Yang, Montague, & Eagleman（2007）は色命名課題（color naming task）という手法を開発し、この心理物理学的な客観的方法による指標が VVIQ や視覚バッファの機能を担うとされる初期視覚野の活動と強く相関することを示している。また、両眼視野闘争における心的イメージによる知覚へのバイアス（Pearson, Clifford, & Tong, 2008）を利用した測定も試みられている（e.g., Keogh, & Pearson, 2017; Pearson, Rademaker, & Tong, 2011）。

統御性とは、いかに意図通りにイメージをコントロールできるかという能力であり、操作や変化だけでなく、必要に応じて保持し続ける能力も含む（菱谷，2011）。統御性の測定尺度には主観的方法と客観的方法の両方がある。主観的方法の代表的な尺度は TVIC（the Test of Visual Imagery Control; Gordon, 1949）である。TVIC では、生成した心的イメージ（停まっている車）を教示に応じて次々と変換することを求める（e.g., 違う色にできるか、ひっくり返っているところを想像できるか、など）。客観的方法では、空間能力の測定課題と同じものによって測定される。例えば MRT、旗テスト、PFT などが用いられる。この測定課題の重複は、空間能力は心的イメージの統御性の一側面として捉えられることを意味している。

常用性とは、習慣的に用いられる思考や認知のスタイルが、言語型（命題的な思考方略）か視覚型（心的イメージを活用した思考方略）かを指す概念である（菱谷，2011）。すなわちこの次元は、日常生活や学習場面などで心的イメージをどの程度使用するのかというよ

うな、個人の使用傾向によって特徴づけられる。常用性の測定は専ら主観的方法によって行われる。測定尺度には IDQ (Individual Differences Questionnaire; Pavio, 1971), VVQ (Verbalizer - Visualizer Questionnaire; Richardson, 1977) がある。

心的イメージ能力の測定方法には主観的方法と客観的方法があるが、必ずしもどちらかが望ましいというわけではない(菱谷, 2011)。例えば主観的方法である VVIQ は客観的方法で測定した統御能力 (e.g., MRT) との間に一貫した相関が認められていないものの、それぞれ異なる認知課題との相関を持ち、メタ分析によって VVIQ と知覚課題との間に確かな正の相関が認められている (McKelvie, 1995)。また、VVIQ と初期視覚野の活動との相関 (Amedi, Malach, & Pascual-Leone, 2005; Cui et al., 2007) や、両眼視野闘争における知覚へのバイアス効果との相関 (Pearson et al., 2011) など、神経心理学的な指標との関連も報告されている。これらの結果は、主観的方法であることをもって心的イメージ能力の測定方法として妥当ではないという批判を退けることができる。そもそも、心的イメージの定義は「主観的な類知覚的体験」であることから、主観報告は重要な情報源であるといえる。

このように心的イメージから視空間認知能力を捉えると、様々な次元で個人差があり、それに応じた測定尺度が開発されていることが伺える。近年ではこれらの枠組みをより整理し、心的イメージ能力の個人差は主に 2 つの次元に大別できることが指摘されている。以降ではこの枠組みについて概観する。

(3) 物体イメージ処理と空間イメージ処理

様々な次元で個人差が存在する心的イメージ能力であるが、近年では物体イメージ能力 (object imagery) と空間イメージ能力 (spatial imagery) に大別できることが示されている。Kozhevnikov, Hegarty, & Mayer (2002b) は、常用性として視覚型と分類された実験参加者の客観的に測定された統御性、すなわち空間能力の分布が、低い群と高い群の二峰性を示すことを示した。Kozhevnikov, Kosslyn, Shephard (2005) は、Kozhevnikov et al., (2002) の結果を追認した上で、従来視覚型とされていた人の中には、色、形、テクスチャなど知覚的情報量が豊富な物体イメージ (object imagery) が得意な群と、イメージの空間的な変換などの空間イメージ (spatial imagery) が得意な群に分割できることを見出した。物体イメージ能力が高い人は、VVIQ で測定されるような鮮明性や、ノイズの背後に隠れている刺激を探し出すような課題の遂行成績が優れ、空間イメージ能力が高い人は MRT

や PFT, 旗テストのような課題の遂行成績が優れる (Blazhenkova & Kozhevnikov, 2010; Kozhevnikov et al., 2005) 心的イメージ処理を物体イメージ処理と空間イメージ処理の 2 次元から捉えることの妥当性は, 神経心理学の立場からも支持されており, 物体イメージ能力に秀でる人と空間イメージ能力に秀でる人では, 提示された図形が消失した後にイメージを維持する課題を遂行している際の脳活動が異なる (Motes, Malach, & Kozhevnikov, 2008)。この研究では, 空間イメージ能力に秀でる群のほうが, 物体イメージ能力に秀でる群に比べて前頭前野背外側領域 (DLPFC) が強く賦活した。DLPFC はワーキングメモリモデルにおける中央実行系の機能に関与する部位であることから, 単純な物体情報として図形の保持を求める当該課題は空間イメージ能力に秀でる群にとってより困難であり, 中央実行系の処理資源を要求したと考察されている。また, この物体-空間の 2 次元での捉え方は, 腹側・背側視覚経路の視覚認知における神経心理学的知見と一致する知見であり, 既存の視空間認知の枠組みとも整合する。

個人の物体イメージ処理と空間イメージ処理の使用傾向を測定する質問紙尺度も開発されている (Blazhenkova, Kozhevnikov, & Motes, 2006; 川原・松岡, 2009)。これらの尺度開発時には基準関連妥当性の検討のため, 心的イメージ能力の様々な側面を測定し, 相関を検討している。物体イメージ処理因子は VVIQ などの指標と, 空間イメージ処理因子は MRT や PFT などの指標と相関することが確かめられており, 各心的イメージ能力を反映するものと考えられる。物体イメージ能力と空間イメージ能力は負の相関, すなわちトレード・オフの関係にあることを示す研究も存在するが (e.g., Kosslyn et al., 1984; Kozhevnikov, Blazhenkova, & Becker, 2010; Kozhevnikov et al., 2005; Poltrock & Brown, 1984), これらの下位尺度の因子間相関では無相関を仮定した直交回転が施されており, 実際尺度得点同士の相関は小さい。

まとめると, 心的イメージ能力から視空間認知能力の個人差を捉えた場合, 様々な次元や方法論から捉えることが可能であるが, こうした多くの分類枠は物体イメージ能力と空間イメージ能力という 2 つの次元に集約できるといえる。

4. 各視空間認知理論のまとめと本研究における位置づけ

以上, 視空間認知を扱う理論には空間能力, ワーキングメモリモデル, 心的イメージ理

論の 3 つがあり、それぞれ知能研究、記憶研究、表象研究という異なるルーツを持つ。それぞれの理論は研究の進展とともに拡張と一般化が進んでおり、視空間認知能力の個人差を捉える際、それぞれの理論はかなりの部分を重複している。本研究では理科学習で要求される視空間認知の特徴を幅広く捉え、その能力の個人差がもたらす影響について検討することを考慮しながら、以下では各理論の共通点と本研究における位置づけについて論じる。

前述したように、心的イメージの理論と空間能力を比較すると、とりわけ空間イメージ能力と空間能力の測定課題が共通している点で非常に類似した概念であるといえる。空間能力研究ではその下位因子構造が検討されてきたため、物体・空間イメージ処理能力の枠組みでの捉え方よりも下位概念をより詳細に検討することが可能であろう。一方、空間能力の概念範囲において、視覚的表象の鮮明度や知覚的情報量の豊富さなど、物体イメージ能力に対応する能力は想定されていない。理科学習では、力や磁界の学習において、向きや大きさを伴うベクトル情報の処理など視覚的表象の空間的な操作が求められる場面もあるが、科学的概念の記憶要素としてのイメージ (White, 1988) では、むしろ直接知覚できないモデルのイメージを鮮明に生成できることが重要である可能性があり、物体イメージ能力による学習への寄与も想定できる。そのため、理科学習に寄与する視空間認知能力を捉えるためには、心的イメージ理論の方が適していると考えられる。

また、視覚性ワーキングメモリと物体イメージ処理では、依拠している下位機能にはかなりの類似点がみられるものの (e.g., 視覚キャッシュー視覚バッファ)、処理の能動性の点でやや異なる。視覚性ワーキングメモリは、Luck & Vogel (1997) による課題のように、瞬間呈示された物体情報を記憶できる個数や精度を問題にする。視覚性ワーキングメモリ課題では物体情報の記憶と同時に課す二重課題として視覚刺激の対称性判断 (Unsworth, Redick, Heitz, Broadway, & Engle, 2009) や文脈適合性判断 (Tanabe & Osaka, 2009) などの二次課題や、妨害刺激の抑制 (e.g., Tsubomi & Watanabe, 2017) を求めるなど、中央実行系の関与の度合いを高めた課題も考案されているが、どの課題でも視覚的表象については呈示された刺激情報を正確に保持することを求める点で一致する。そのため、視覚性ワーキングメモリ課題によってその容量の個人差を測定する場合、実際に呈示された刺激を視覚キャッシュ内に保存できる容量が測定されることとなる。それに対し、心的イメージ理論では長期記憶に保存されている視覚的情報をもとに解釈、再構成を行いイメージとして生成する過程が想定されている (Kosslyn, 1994; 菱谷, 2005)。そのため、より能

動的に視覚的表象を操作する能力を測定できるものと期待される。例えば VVIQ によって鮮明度を測定する際、その処理の実行中には心的イメージの生成、維持は必須であるとともに、生成された視覚的表象を心の目で見ると内査が必要になる（菱谷・西原，2007; Marks, 1973）。また、内的書記の妨害によってイメージの鮮明度は低下することから（Baddeley & Andrade, 2000; 菱谷・西原，2007），鮮明な心的イメージの実現には能動的なイメージ生成過程や維持過程が関与するといえる。理科学習では直接提示された教材や実物の視覚的表象を長期記憶に保存し、必要に応じてそれを推論や問題解答の場面で再構成することが求められる。そのため、心的イメージ理論から視空間認知能力を捉えた方が、より生態学的妥当性の高い捉え方になると考えられる。一方で、空間性ワーキングメモリ課題は空間イメージ能力の測定課題と強く関連し（Shah & Miyake, 1996; 川原・松岡，2008），そもそも心的イメージ処理である心的回転を一次課題として要求する二重課題によって測定されることから（Shah & Miyake, 1996），個人差変数として捉える場合、両者の重複は大きいといえる。

以上のことから、本研究では心的イメージ理論，すなわち物体イメージ能力と空間イメージ能力から子どもの視空間認知能力の個人差を捉える。次節では視空間認知能力と理科学習の関連を扱う先行研究を概観するが、こうした研究ではそれぞれの理論に依拠した研究が行われており、明確に区別されて用いられていない（Wang, 2017）。本研究では、個人差変数としてみた場合、空間イメージ能力と空間能力、ワーキングメモリモデルはそれぞれ重複が大きいことを鑑み、空間イメージ能力は空間能力、空間性ワーキングメモリ容量と対応する概念として捉えてレビューする。また、物体イメージ能力は視覚的表象の鮮明性と近い概念であり、また少なくとも視覚性ワーキングメモリの機能として想定される視覚バッファ上に生成されたイメージの知覚的情報量の程度を反映すると考えられることから、こうした能力の個人差を検討した研究もレビューする範囲に含むこととする。

第3節 理科の学業成績，動機づけと視空間認知能力の個人差

1. 空間イメージ能力と理科の学業達成，動機づけ

心理学領域の基礎研究によって，空間イメージ能力の個人差は，理科や数学を含む STEM (Science, Technology, Engineering and Mathematics) 領域の学業達成，動機づけ，教科の好み，進路選択を鋭敏に予測する個人差変数であることが明らかにされている (e.g., Black, 2005; 原田・鈴木, 2018; Hodgkiss, Gilligan, Tolmie, Thomas & Farran, 2018; Jones & Burnett, 2008; Kozhevnikov, Hegarty, & Mayer, 2002a; Kozhevnikov, Motes & Hegarty, 2007; Kyttälä & Lehto, 2008; Mayer, Sodian, Koerber & Schwippert, 2014; Shea, Lubinski & Benbow, 2001; Stavridou & Kakana, 2008; St Clair-Thompson & Gathercole, 2006; Uttal & Cohen, 2012; Wai, Lubinski & Benbow, 2009)。

20 年に及ぶ長期的な縦断的研究では，空間イメージ能力が高校での得意教科と苦手教科，大学で学士号を取得する専攻，将来の職業選択を予測できることが示されており，とりわけ数学と理科が得意な生徒は空間イメージ能力に優れ，理系分野の学位を取得する人が多い (Shea et al., 2001)。空間イメージ能力によるこうした従属変数への影響は言語能力や数学的能力，または知能 (e.g., Gf) など他の認知能力の影響を統制した上でも頑健に観察される (e.g., 原田・鈴木, 2018; Kozhevnikov et al., 2007; Rohde & Thompson, 2007; Wai et al., 2009)。

空間イメージ能力の個人差と大学入試や国家による公式の試験における成績の関連を検討した研究も報告されている。Rohde & Thompson (2007) は，アメリカの大学進学適性試験（以下，SAT）の得点を従属変数として，認知能力による影響を検討した。分析の結果，言語領域（SAT-V）では領域一般的な認知能力と語彙による影響が見られた反面，空間イメージ能力による影響は見られなかったのに対し，数学領域（SAT-M）を従属変数とすると，領域一般的な認知能力を制御した上でも空間イメージ能力が分散の多くを説明できると報告している。これと類似した結果はイギリスの National Curriculum Test における研究でも見出されており，空間性ワーキングメモリ容量は数学と理科の成績と正の相関を持つ (Jarvis & Gathercole, 2003; St Clair-Thompson & Gathercole, 2006)。

空間イメージ能力と算数、数学の学業達成の関連を示す研究では、中学校以降(e.g., Casey, Nuttall, & Pezaris, 1997, 2001; Kyttälä & Lehto, 2008; Stavridou & Kakana, 2008)だけでなく、幼少期から小学校低学年においても影響力が確認されており(e.g., Frick, 2018; Gunderson, Ramirez, Beilock, & Levine, 2012; Mix et al., 2016), 学校教育の初期段階での算数学習の達成にとって重要な個人差変数であることが示されている。

理科を扱う研究では、理科一般の文脈だけでなく、物理(e.g., Chen & Whitehead, 2009; Ganley, Vasilyeva, & Dulaney, 2014; Kozhevnikov et al., 2002a, 2007), 化学(e.g., Rhodes et al., 2016; Stull, Hegarty, Dixon, & Stieff, 2012; Wu & Shah, 2014), 地学(e.g., Black, 2005; Ozdemir, 2010; Plummer, Bower, & Liben, 2016)など、多くの分野で展開されており、各分野で空間イメージの重要性が確認されている。

ここで問題となるのは、空間イメージ能力による理科の学業達成に対する影響は、算数・数学の学業達成と分散を共有する成分にてみられるのか、それとも理科固有の学習内容や学習活動に対してもみられるのかであろう。理科では問題文から方程式を立てたり、演算を実行したりするなど、算数・数学での学習を基礎として展開される。例えば中学校理科で扱う公式や理論を概観すると、密度の公式(身の回りの物質)、フックの法則(身近な物理現象)、圧力の公式(身近な物理現象)、オームの法則(電流とその利用)、仕事(運動とエネルギー)など、小学校の算数で学習する四則演算、少数、分数、単位変換などを求める公式を取り扱う(文部科学省, 2017b)。そのため、空間イメージ能力による理科の学業達成への影響は、小学校算数における困難の副次的な現象である可能性がある。

この問題に対し、空間イメージ能力の個人差と理科学習を取り扱った先行研究より、低い空間イメージ能力は算数における困難誘発とは異なる理科固有な学習の文脈における困難と結びついていると結論づけられる。例えば、Kozhevnikov et al. (2002a)や Kozhevnikov et al. (2007)では、物理の問題解答と空間イメージ能力の関連を検討している。この研究で使用された物理の問題は力学概念を問う課題(Force Concept Inventory (Hestenes, Wells, & Swackhamer, 1992)とよく似た問題)であり、演算が要求される課題ではなかった。そうであるにも関わらず、これらの物理の問題解答の結果と複数の空間イメージ能力課題を同時に因子分析すると同じ因子に負荷量を持つ(Kozhevnikov et al., 2002a)。また、空間イメージ能力に長けている者ほど、2次元平面上のベクトル情報を扱うことに長けており、また運動のグラフ(v-t グラフ, x-t グラフ)の解釈に優れる(Kozhevnikov et al., 2007)。化学においても、空間イメージ能力は分子構造の理解とそれに基づく極性や化学的性質の

推論にとって重要であり (Stull et al., 2012), とりわけ分子構造の 3D モデルの理解など高度な視覚的表象の操作が要求される学習や問題解決でその影響が顕著である (Wu & Shah, 2004)。地学においては天文分野を中心に空間的な理解との関連が論じられているが (Black, 2005; 松森・関, 1981b; Plummer et al., 2016), 鉱物学など他の下位領域でも検討されている (Ozdemir, 2010)。領域に細分化しない理科一般の文脈では, Al-Balushi (2013) が科学モデルに対する不信感と空間イメージ能力の関連を検討しており, 低い空間イメージ能力を持つ者ほど科学モデルを信用できない, 現実を反映していないものであると考える傾向があることを報告している。Mayer et al. (2014) は, 科学的推論の能力と認知能力の関連を検討している。このテストは *nature of science* の理解, 理論の理解, 実験の立案, データの解釈など, 個別具体的な科学分野の知識や計算力を問う問題ではなく, 科学的活動の本質に関わる能力を測定するものであった。分析の結果, 知能 (Gf) や言語能力 (読解力) を統制した上でも, 空間イメージ能力による説明力が認められた。

空間イメージ能力による理科学習への影響は客観的な学業成績への影響のみにとどまらず, 理科に対する動機づけ変数や好き嫌い, 将来の進路先などの主観的評価とも関連する (e.g., Shea et al., 2001)。原田・鈴木 (2018) は, ワーキングメモリモデルの立場から, 理科 4 領域の統制感 (当該学習領域における主観的な成功見込みに関する動機づけ変数) への影響を検討したところ, 言語性ワーキングメモリ容量を統制した上でも, 空間性ワーキングメモリ容量は物理領域と地学領域の統制感に正の影響を与えることを見出している。Stavridou & Kakana (2008) は空間イメージ能力が中学生の数学 ($r = .73$), 理科 ($r = .63$) の学業達成と強く相関することを示した上で, 高い空間イメージ能力を持つ子どもが数学や理科を好きな教科に選ぶのに対し, 低い空間イメージ能力を持つ子どもは数学や理科を好きな教科に選ばないことを報告している。

これらの研究結果は, 空間イメージ能力は算数の学業達成に及ぼす影響を超えて, 理科での学業達成を予測する個人差変数であることを示している。第 1 節でも論じたように, 心的イメージは科学的概念の記憶要素や自然事象の解釈に関わる表象形式であることから, 空間イメージ能力の個人差が理科固有の学業達成の予測因子であることは不思議でない。理科教育学として困難を経験しやすいリスクを持つ子どもに対する教育支援の方法を検討していく必要があると考えられる。

2. 物体イメージ能力と理科の学業達成、動機づけ

物体イメージ能力と理科の学業達成、動機づけとの関連について、現在のところ研究数が少なく明確な結論は見出されていない。

理科の学習では直接観察できない現象やモデルについてのイメージを生成する必要があるが、これを補うためにはイメージ中に知覚的情報を豊富に含める必要があると考えられる。こうした心的イメージ処理は物体イメージ能力の次元によって特徴づけられる。

鈴木（2008）は実験・観察が持つ理科学習の認知的領域への効果として、教科書などの文字媒体からの情報（言語的表象）と、直接体験による五感からの情報（イメージ表象）が相互に結合され、二重符号化が促進されることを挙げている。このように直接体験が可能な場合には、直接実物提示によって視覚的情報を長期記憶に転送するよう働きかければよい。一方、実験結果から抽象的な理論構築を行うような学習内容の場合には、実物提示による二重符号化は容易でなく、子どもが構築する心的イメージに依存せざるを得ない。実際、理科教育用学習方略測定尺度（鈴木，1999）において、イメージ化方略は「深い学習方略」とされている精緻化方略の中に位置づけられており、子どもが自ら生成する心的イメージの活用は理科学習にとって重要であることが想定されている。鮮明なイメージを生成できる人ほど長期記憶課題の遂行成績が優れることから（e.g., 菱谷，1982; 菱谷・西原，2007; McKelvie, 1995），高い物体イメージ能力は理科学習にとって有利であると考えられる。また、高い物体イメージ能力を持つ人はノイズに埋め込まれた刺激を同定する能力に長けているため、こうした能力が必要である科学領域では重宝されるだろう。実際、地球科学の分野では、岩石や鉱物、化石の同定を行ったり、リモートセンシングによる画像解析を行ったりすることから、物体イメージ能力に長ける個人が活躍できる場面は多いと考えられている（Andris, 1996; Kastens, 2010）。このように二重符号化理論などに基づく、物体イメージ能力は空間イメージ能力と同様に、そして互いに独立して理科における学業達成、動機づけと正の影響を持つように思われる。

しかし、反対に物体イメージ能力による負の影響を報告した研究がある。Al-Balushi（2013）の報告によると、有意水準には達していなかったものの、心的イメージの鮮明性が高い人ほど科学モデルに対する不信感が高く、現実を反映していないと捉えやすい可能性がある。類似した報告は数学の問題解答を扱った研究でもなされており、数学の問題解答の際に知覚的情報量に富んだ心的イメージを活用することはパフォーマンスに負の影響

を与える (Hegarty & Kozhevnikov, 1999; Van Garderen, 2006)。

専攻する学問分野による空間イメージ能力、物体イメージ能力の傾向も検討されている。こうした研究によると、科学者や技術者は物体イメージ能力よりも空間イメージ能力に優れ (Kozhevnikov et al., 2005)、視覚的な芸術に関する職に就く人は相対的に物体イメージ能力に優れている傾向がある (Blazhenkova & Kozhevnikov, 2010)。日本の大学生においてもほぼ同様の結果がみられる (Kawahara & Matsuoka, 2013)。

以上の結果をまとめると、二重符号化理論や経験的には高い物体イメージ能力は理科の学業達成に貢献すると予想されるものの、必ずしもそれを支持する結果が得られているわけではなく、むしろ反対の結果が見出されることすらある。物体イメージ能力による理科学習への影響については不透明であり、探索的に検討される必要がある。

3. 未解決の問題

心理学領域で展開されてきた基礎研究の成果より、低い空間イメージ能力を持つ子どもは理科学習で困難を経験しやすいと考えられる。基礎研究の主な目的は理科や数学を含む STEM 領域での成功や進路選択を予測できる個人差変数の同定であったことから、低い空間イメージ能力を持つ子どもに対する具体的な支援方策はあまり検討されていない。事実、こうした基礎研究の中には空間イメージ能力を STEM 領域の才能発掘 (talent search) に使用できることを提言しているものがある (e.g., Andersen, 2014; Wai & Kell, 2017; Wai et al., 2009)。

理科教育学としてこの問題を検討する際には、才能教育のみに終始することなく、こうした基礎研究によって見出された科学的知見を土台とし、いかに困難を経験しやすいリスクを持つ子どもに効果的な指導ができるかを検討する必要がある。

教育応用を志向する際に、最も単純な介入方法としては空間イメージ能力そのものを向上させる認知トレーニングが考えられる。空間イメージ能力をターゲットとした認知トレーニングの効果をメタ分析した研究によると、その効果量は中程度 (Hedges's $g = 0.47$) であると見積もられている (Uttal et al., 2013)。理科教育学として空間イメージ能力に着目した研究として、岡田 (2018) による実践が挙げられる。この研究では中学校 3 年生の天文分野の学習を対象とし、高い空間イメージ能力を持つ子どもと低い空間イメージ能力を

持つ子どもが共同して対話的に問題解決に取り組むことで、空間イメージ能力そのものを向上させられることに成功したと主張している。しかし、空間イメージ能力は遺伝率が高い個人差変数であることが知られている（e.g., Rimfeld et al., 2017）。また、空間イメージ能力に対するトレーニングと STEM 領域におけるパフォーマンスについてレビューした Stieff & Uttal（2015）は、認知トレーニングが理科や数学の学業達成に転移するという証拠は乏しいとしている。さらに、空間イメージ能力やワーキングメモリなどの認知能力の向上を目的としたトレーニングには方法論上の課題もある。少数の認知課題の遂行成績を介入の前後で比較する研究によって認知能力の変化を検討した場合、その課題固有な方略の獲得による影響が混入し介入効果を過大評価する（De Simoni & von Bastian, 2018; Shipstead, Redick, & Engle, 2012）。そのため空間イメージ能力そのものの向上を主張するためには、複数の認知課題を実施し、転移の有無とその効果量の検討、またプラセボ効果の混入も制御する必要がある。前述の岡田（2018）による実践研究は先駆的な試みであることは評価できるものの、こうした手続きを踏まえずに空間イメージ能力そのものの向上を主張していることから、その主張の信頼性は低いと言わざるを得ない。

上述の背景を踏まえると、現在のところ空間イメージ能力への介入が理科や数学の学業達成に対して効果的であるとする確かな根拠はなく、さらに通常の学校教育課程を逸脱した認知トレーニングの実施は理科教育学や教育実践で扱える範疇を超えていると考えられる。そこで、本論文では空間イメージ能力そのものを伸張させる教育的介入ではなく、低い空間イメージ能力を持つ子どもが理科学習で経験する困難を同定することで、将来的にこれを取り除き、学業達成や動機づけ形成を支援する教育実践を見据えた研究を展開する。

こうした教育応用を志向した実践研究を行うにあたり、解決しなければならない未解決の問題が以下 4 つあると考えられる。

（１）空間イメージ能力による理科・数学に特異的な学業達成、動機づけへの影響メカニズム

1 つ目の未解決の問題点は、空間イメージ能力が理科や数学に固有な学業達成や動機づけに影響するメカニズムに不透明な点があることである。最もシンプルな説明は、空間イメージ能力の個人差は多くの教科の中でも理科と数学の学業達成に対してのみ選択的に影響し、理科と数学の学業達成がテストや成績表によって子どもにフィードバックされることで、後続の動機づけに影響するというメカニズムだろう。しかし、テスト得点などの学業

達成指標において、各教科間の学業達成には強い相関があり分散の大部分を共有している。例えば、メタ分析の結果では言語と数学の学業達成指標の相関は $r = .67$ と見積もられている (Möller, Pohlmann, Köller, & Marsh, 2009)。日本の中学校 3 年生における全国学力・学習状況調査でも同程度かやや強い相関が認められている (e.g., 国立教育政策研究所, 2017)。すなわち、理科や数学の成績が良い (悪い) 生徒は、同様に国語の成績も良い (悪い) のである。

そのため、空間イメージ能力が理科と数学の学業達成に対してのみ選択的に影響するという仮定は想定しづらい。もし、空間イメージ能力が各教科の学業達成における分散を共有する成分に関与するのならば、最終的な目的変数として想定される理科と数学に固有な動機づけへの影響が想定できず、学業一般的な動機づけを規定すると考えられる。しかし、現実として空間イメージ能力は理科や数学に固有な動機づけ、好き嫌い、または自然科学や技術分野への進路選択に影響している (e.g., 原田・鈴木, 2018; Shea et al., 2001; Stavridou & Kakana, 2008)。こうした背景があることから、空間イメージ能力による学業達成への影響は本当に理科と数学に特異的な現象であるのか、そうでないのか、もしそうでないならばなぜ動機づけへの影響は教科特異的な現象としてみられるのか、それとも日本においてはそもそもこうした現象もみられないのか、明らかにする必要がある。その結果によって、講じるべき教育的支援方策は異なると考えられる。

(2) 交絡因子として想定される変数

2 つ目の未解決の問題は、交絡因子の問題である。まず、全般的な認知能力の影響が分析結果に混入しないよう、例えば言語能力などを統制する必要がある。

他に交絡因子として想定される変数として性別が挙げられる。客観的な数学や理科の学業達成指標では明確な性差が見出されていないか (e.g., 木村, 2010), むしろ女子の方がわずかに高いにも関わらず (学業達成一般: *Cohen's d* (以下, d) = 0.225, 数学: $d = 0.069$; メタ分析として, Voyer & Voyer, 2014), 理科や数学の動機づけ変数 (とりわけ, 統制感や学業的自己概念など, 自己の有能感や成功見込みに関連する変数) は男子の方が女子よりも高いことが知られている (e.g., 古田, 2016; 原田ら, 2018; Marsh, Smith, & Barnes, 1985)。この現象の説明は、主に社会における性役割の観念など, 社会文化的視点からなされることが多い。その一方で、空間イメージ能力における男性優位な性差 (e.g., Voyer, Voyer, & Bryden, 1995) による媒介効果を報告した研究もある (e.g., Casey et al., 1997,

2001; Ganley et al., 2014)。これら両立場からの主張は必ずしも相互排他的なものではないと考えられる。しかし、現在でもこの論争は収束しておらず、アメリカ心理学会 (American Psychological Association; APA) より “*Why Aren’t More Women in Science?*” (邦訳名『なぜ理系に進む女性は少ないのか?——トップ研究者による 15 の論争——』) という書籍が出版されるほどである (Ceci & Williams, 2007 大隅訳, 2013)。

「空間イメージ能力が数学や理科の学業達成に影響する」(e.g., Shea et al., 2001) という命題が真で、「空間イメージ能力には男性の方が高い性差がある」(e.g., Voyer et al., 1995) も真であるにも関わらず、「客観的な学業達成指標には性差がない」(木村, 2010), または「女子の方が高い性差がある」(Voyer & Voyer, 2014) が成り立つならば、女子において空間イメージ能力以外の、理科や数学の学業達成を促進する変数による補償効果があると推察される。しかしその補償効果は、「男子の方が理科や数学の動機づけが高い」(e.g., 古田, 2016; 原田ら, 2018) という現象を誘発する原因であるかもしれない。

また男子の方が平均して高い空間イメージ能力を持つ現象と、男子の方が理科や数学の動機づけが高いという現象は互いに独立であり、性別が交絡因子である可能性もある。なぜなら同じ論理構造で、「身長の高さが理科や数学の動機づけに影響する」という、性別という交絡因子を考慮しない誤った (と思われる) 推論も可能であるからである。もし空間イメージ能力による効果について、その性差が媒介変数ではなく単なる交絡因子であるならば、性別を統制変数として重回帰式に投入すると、空間イメージ能力による影響は検出されなくなるはずである。性差については複雑な問題であるが、検討する必要がある。

他には、社会経済的地位 (Socio-Economics Status; 以下, SES) も交絡因子となりうる。SES による学業成績への影響はあらゆる教科でみられる (e.g., Sirin, 2005)。しかし、教科による影響力の差異についての報告もあり、古田 (2016) は「生徒の学習到達度調査 (Programme for International Student Assessment; 以下, PISA)」における質問紙調査を二次分析した結果、数学よりも科学 (理科に該当) の方が SES による学業的自己概念への影響が強いことを見出した。河野・池上・中澤・藤原・村松・高橋 (2004) は「理科離れ」の要因を性別要因と家庭環境の階層の要因から検討し、双方の影響力を確認している。また、SES は学業成績や動機づけ変数だけでなく、全般的な認知能力 (言語能力や視空間認知能力を含む領域一般的な能力) の発達に関わる (Noble, Norman, & Farah, 2005)。そのため、空間イメージ能力による理科と数学の学業達成への影響を検出したとしても、SES による交絡、具体的には SES による空間イメージ能力と学業達成の両方への影響を検出し

た可能性を排除できない。

さらに、理科と数学の学業達成に関連する個人差変数は当然ながら空間イメージ能力以外にも存在する。例えば、勤勉性や開放性などのパーソナリティ変数は望ましい学習行動を促進するために、学業達成を促進する (e.g., Poropat, 2009)。パーソナリティ変数による学業達成への影響が教科一般的な現象であり、理科と数学に特異的な現象でないのであれば、本研究の目的との関連は薄いと考えられる。しかし、特定の教科や学問領域の学業成績とパーソナリティ変数の関連も検討されており (e.g., Nofle & Robins, 2007; Rosander, Bäckström, & Stenberg, 2011; Vedel, Thomsen, & Larsen, 2015)、とりわけ理系学部に所属する大学生の GPA、およびこうした学問分野への興味と関連するパーソナリティの特徴として、勤勉性の高さや外交性の低さが指摘されている (Feist, 2006; Vedel, 2016; Vedel et al., 2015)。日本の自然科学系の学部 to 所属する大学生も人文・社会科学系の学部 to 所属する学生よりも勉学を重視して進学することが見出されている (古市, 1993)。この傾向は中等教育段階でも同様であり、オランダの中等教育課程 (9th grade) における専門教科の選択において理科を選ぶ生徒は、他教科を選ぶ生徒よりも勤勉性が高く、外交性が低いという特徴がある (Korpershoek, Kuyper, van der Werf, & Bosker, 2010)。空間イメージ能力がこうしたパーソナリティ変数の影響を統制した上でも理科と数学に特異的な学業達成、動機づけに影響力を持つのかを検討する必要がある。

(3) 心的イメージ能力による学業達成、動機づけへの影響における理科 4 領域での差異

3 つ目の未解決の問題は、理科 4 領域で要求される心的イメージ処理の質が異なる可能性が考えられるため、心的イメージ能力による学業達成、動機づけへの影響力について領域による調整効果がみられるかもしれないことである。

日本の教育課程では中学校段階より理科 4 領域の質的差異を意識したカリキュラム構成となっている (文部科学省, 2017a)。物理領域において、力や速度などのベクトル情報を心的に操作する際に、空間イメージ能力による個人差の効果が出現する (Kozhevnikov et al., 2002a, 2007)。また、地学領域において月、金星、正座の見え方を推論する際には心的回転や空間的視点取得などの空間イメージ処理が要求される (e.g., Black, 2005; 岡田・松浦, 2014)。しかし、生物領域に限定してみると中学校理科、高等学校「生物基礎」、「生物」では明示的にベクトル情報の心的操作を求める機会や心的回転を要求する学習内容はない。

むしろ、空間的にイメージを操作する処理よりも鮮明なイメージによって二重符号化によって長期記憶に保存するなど、高い物体イメージ能力の方が有利である可能性がある。こうした領域によって求められる視覚的表象の質の違いによって、心的イメージ能力の個人差による学習への影響に差異がある可能性があるが、この問題は明らかでない。

（４）心的イメージ能力の個人差が理科の学業達成、動機づけに影響する時期・学習単位

４つ目は、日本の理科教育課程において、心的イメージ能力による影響がいつから出現するか不透明なことである。低い空間イメージ能力を持つ子どもが理科学習で困難を経験するのであれば、それに応じた教育的支援の方策を講じる必要がある。しかし、どの学習単元でこうした困難が誘発されるかが明らかでない以上、具体的な支援方策を考案できない。先行研究では分子の立体構造を理解する際に空間イメージ処理が重要であることが明らかにされているが（Wu & Shah, 2004）、中学校理科の化学領域では分子モデルの学習は行うものの立体構造まで扱わない。また物理領域におけるベクトル情報の心的操作に空間イメージ能力が関与することが知られているが（Kozhevnikov et al., 2007）、中学校理科では力、磁力線などベクトル情報を取り扱うものの、高度な演算は高等学校の数学から扱う。よって、空間イメージ能力に注目した教育的支援はいつ必要であるのか、どの学習単元、どの学習内容を扱う際にこうした個人差に着目すべきなのか、日本の教育課程の文脈から明らかにする必要がある。

第2章

本論文の目的と構成

第1節 本研究の目的

第1章で導出した未解決の問題を受け、本研究の目的として以下4点を設定する。

目的1

空間イメージ能力の個人差が理科や数学に固有な学業達成や動機づけに影響するメカニズムを検討すること。

具体的には、学業達成は教科間（とりわけ、国語、数学、社会、理科、英語の5教科）の相関が強いと考えられることから、空間イメージ能力が理科と数学に特異的な学業達成のみを規定するという仮説は棄却されるものと思われる。

この仮説が棄却されなかった場合、すなわち空間イメージ能力が理科と数学の学業達成のみと正の相関を持つ場合には、空間イメージ能力が説明変数、学業達成指標が媒介変数、そして動機づけ指標が最終従属変数とする媒介モデルが成立すると考えられる。そのため、このモデルが適合するかどうかを検討する。

上述の仮説が棄却されるにもかかわらず、空間イメージ能力が理科と数学の動機づけ変数に対して教科特異的な影響力を持つ場合には、学業達成を媒介した動機づけへの影響だけでなく、空間イメージ能力による動機づけ形成過程への直接の影響経路を検討する必要があると考えられる。この場合には、なぜ空間イメージ能力が理科と数学の動機づけ形成過程に関与するのかを探索的に検討する。

上述の仮説が棄却され、かつ空間イメージ能力による影響にも教科特異性がみられない場合、空間イメージ能力は理科や数学に限らず、学業達成全般に関与する個人差変数であると考えられる。そうであるならば、理科教育学で検討すべき問題ではなく、教育学一般として検討すべき課題であると考えられるため、本結果の考察を本論文の最終的な結論と位置づけ、目的2以降に対する検討はしない。

また、この目的1を検討する際、統制変数（言語能力、性別、SES、パーソナリティ変数）の影響を考慮し、これらの変数の影響を考慮した上で空間イメージ能力による影響を検討する必要がある。

目的 2

心的イメージ能力による学業達成、動機づけへの影響が理科 4 領域で異なるのか、その差異の有無を検討すること。

理科の中でも領域によって要求される心的イメージ処理の質が異なると考えられることから、物体イメージ能力、空間イメージ能力が学業達成や動機づけに及ぼす影響力に差異がみられると予想される。この目的を達成した後に得られる知見は、今後の教育的支援を講じる際の手がかりとなるものであり、当該学習領域を扱う際の支援すべき対象に適切にフォーカスする視点を提供することにつながると期待できる。

目的 3

心的イメージ能力による影響が日本の理科教育課程において、いつから出現するかを明らかにすること。具体的に、学業達成や動機づけに初めて影響力を持つ時期と学習単元の同定を行うこと。

多くの先行研究は諸外国で行われたものであり、日本の教育課程で検討された例は少ない。そのため、先行研究である程度頑健性が確認されている空間イメージ能力による理科学習への関与について、日本の理科教育において初めて影響力を持つ時期がいつかなど、その詳細は明らかでない。本研究では、とりわけ初めて影響力を持つ時期を同定し、低い心的イメージ能力を持つ子どもが日本の教育課程における理科学習で初めて困難を経験しやすいと思われる学習単元を明らかにする。この知見は、つまずきを経験しやすい子どもに対していつ支援を行えばよいかに関する知識を提供するため、具体的な教育支援に活用できるものと期待できる。

第2節 本論文の構成

第1節で述べた本研究の目的を達成するため、本論文では以下のように研究を展開する。

空間イメージ能力が理科や数学に固有な学業達成や動機づけに影響するメカニズムの検討

目的1を達成するため、第3章で研究1、第4章で研究2を行う。

研究1では、空間イメージ能力が理科と数学の学業達成と動機づけにのみ影響するという仮説が支持されるのか否かを検討することを通し、空間イメージ能力が理科や数学に固有な学業達成や動機づけに影響するメカニズムの解明を目指す。また同時に交絡因子になりうる諸変数を統制変数として投入し、これらの影響を考慮した上での検討を行う。

研究2では研究1の結果を受けてなお未解決の問題を検討する。例えば、学業達成において空間イメージ能力による理科と数学の教科特異性がみられないのと同時に、動機づけ変数において教科特異性がみられた場合には、動機づけ形成過程に着目したメカニズムの解明を行う。

ところで、一口に動機づけ変数といっても、期待概念や価値概念など、様々な次元で存在する（e.g., Eccles & Wigfield, 1985, 2002; Wigfield & Eccles, 2000）。先行研究より、空間イメージ能力は理科や数学の学習で経験する困難と関連しているものと想定され、学業に対する有能感である学業的自己概念（Academic Self-Concept; 以下、ASC; Marsh, 1988）や主観的な成功見込みである期待概念（成功期待、統制感、自己効力など）への影響が顕著であると予想される。動機づけの期待×価値理論（Expectancy-Value Theory; Eccles & Wigfield, 1985, 2002）で想定されている動機づけのプロセスモデルでは、自己の能力に関するASCは期待概念と価値概念（当該課題の遂行に対する個人にとっての価値的側面、興味価値、利用価値など）の両方に影響し、それらが学習行動を説明すると想定されている。このことから、ASCは直接学習行動を説明できる期待概念、価値概念の根源であると考えられる。そこで、研究1、研究2ではASCを動機づけ指標の従属変数として設定する。

理科4領域における心的イメージ能力による学業達成、動機づけに対する影響力の差異

目的2を達成するため、第5章で研究3を行う。

研究3では、研究1、2によって導出された空間イメージ能力による理科の学業達成、動

機づけに対する影響メカニズムを考慮した上で、物体イメージ能力による影響も探索的に検討する。それにより、領域によって求められる心的イメージ処理に質的な違いがあるのか、その個人差による学業達成や動機づけへの影響があるのかを明らかにする。

また、メカニズムの解明と 4 領域による差異の検討だけでは、実際の教育的支援に向けた示唆を導出することが難しい。そこで同時に、研究 1, 2 の結果を参考にし、低い心的イメージ能力を持つ子どもであっても学業達成や動機づけを維持できるような、緩衝効果を持つ心理変数の同定を目指す。

研究 3 での動機づけ変数の指標は、研究 1, 2 によって明らかにされたメカニズムによって再考する。

心的イメージ能力が理科の学業達成と動機づけに影響を持ち始める時期と学習単元の同定

目的 3 を達成するため、第 6 章で研究 4、第 7 章で研究 5 を行う。

研究 4 では、心的イメージ能力が理科の学業達成や動機づけに影響を及ぼす時期の範囲を絞り込むため、中学校 3 年生と中学校 1 年生を比較する横断的研究を行う。中学校 3 年生において心的イメージ能力の影響が検出されるのに対し、中学校 1 年生においてその影響が検出されないのであれば、中学校 1 年生以降のどこかのタイミングより影響力が出現し、例えば低い空間イメージ能力を持つ子どもが困難を経験しやすい学習单元があるなどと推測できる。両方の学年で心的イメージ能力による影響が検出されるならば、中学校入学以前、すなわち小学校理科の段階で心的イメージ能力による効果があるものと推測できる。

研究 5 では、研究 4 で絞り込まれた、心的イメージ能力が理科の学業達成や動機づけに影響を及ぼす時期について、詳細に検討する縦断的研究を行う。具体的には、研究 4 の結果を受けて、まだ心的イメージ能力による学業達成、動機づけへの影響が出現していないと予想される学年の生徒を追跡し、その影響力が検出されるタイミングを高い時間分解能で検討する。

以上、本研究で展開する研究と章構成は Figure 5 のようにまとめられる。

本論文の全章を通して、研究 1～5 の結果に矛盾点がないか考察する。近年心理学領域では研究結果の再現可能性が議論されており（レビューとして、池田・平石，2016）、本論文中で見出された研究結果においても、後続の研究で再現できない知見が存在する可能性は

常に考慮しなければならない。

また、研究 5 まで終了した時点で、本研究の目的に対してまだ明らかになっていない重要な問題が残されている場合には、第 8 章にて追加の研究を行う。

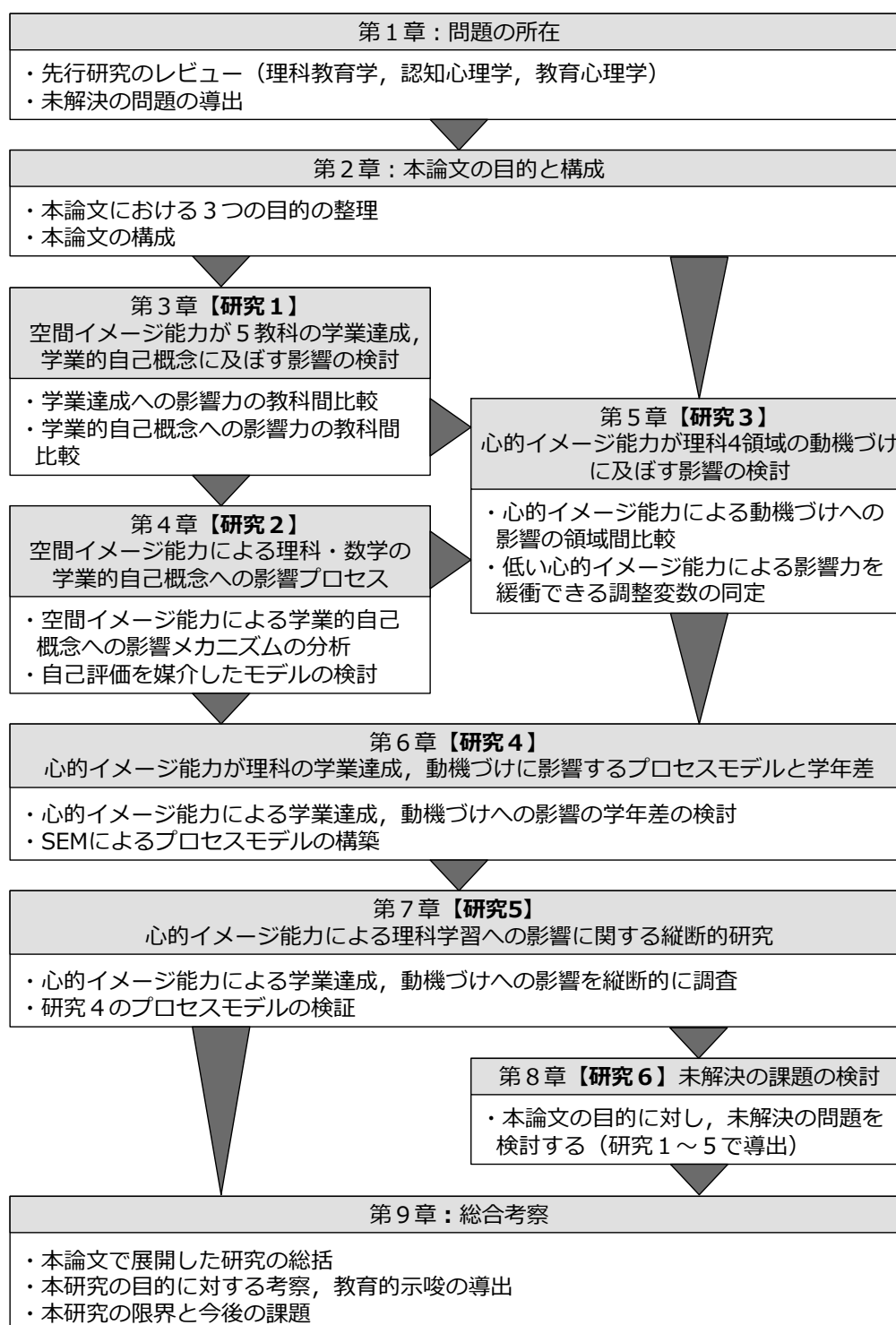


Figure 5. 本論文の構成と各章における検討課題

第3章 【研究1】

空間イメージ能力が5教科の学業達成，学業的自己概念に及ぼす 影響の検討

第1節 問題と目的

本研究の目的は、空間イメージ能力の個人差が理科や数学に固有な学業達成と ASC に影響するメカニズムを検討することである。なお、本研究と次章の研究 2 は空間能力の文脈から研究されてきた先行研究の知見に基づくものであるため、物体イメージ能力は説明変数に加えず、空間イメージ能力のみを取り上げることで先行研究の知見の精緻化を目指す。

この目的を達成するため、以下 2 つの下位目的を設定する。また、本研究の結果として想定される 3 つのパターンを Figure 6 に示した。Figure 6 左は、空間イメージ能力が理科と数学の学業達成、ASC のみを説明することを示しており、教科特異的な影響力を示すモデルである。Figure 6 中は、空間イメージ能力が理科と数学に限らず、あらゆる教科の学業達成、ASC を説明することを示しており、教科特異性が見出されないモデルである。Figure 6 右は、統制変数を考慮すると、空間イメージ能力は学業達成、ASC に対する説明力を持たないことを示している。本研究では従属変数として学業達成、ASC の 2 つを設定するため、得られる結果のパターンは、3 (モデル) × 2 (従属変数) = 6 パターンの組み合わせが考えられる。

下位目的の 1 つ目は、空間イメージ能力による学業達成、ASC への影響力が 5 教科間で異なるかを明らかにすることである。第 1 章で述べたように、事前の仮説は以下の通りである。5 教科の学業達成指標の間には強い相関があり分散の大部分を共有しているため、学業達成を従属変数とした分析では理科と数学に特異的な影響は見出されないだろう

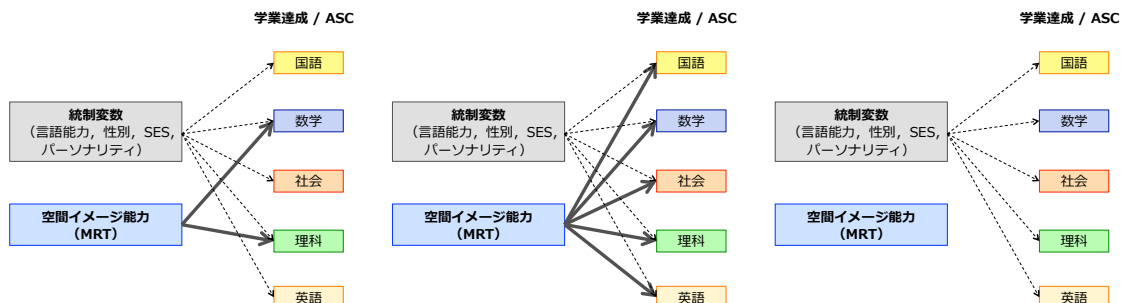


Figure 6. 本研究の結果として想定されるモデル

統制変数からの破線は影響の統制を、空間イメージ能力からの太線は影響力を示す。

(Figure 6 中)。一方、先行研究では STEM 領域に対する動機づけなどの指標に対して一貫した影響を検出していることから、本研究でも理科と数学に特異的な影響力が見出されるものと予想される (Figure 6 左)。

下位目的の 2 つ目は、言語能力、性別、SES、パーソナリティ変数を統制した上でも、学業達成、SES に対する影響力が検出できるかを検討することである。

第2節 方法

1. 研究参加者と手続き

北海道内の公立中学校1校の3年生($n = 108$, 男子58名, 女子50名)を対象とした。研究実施に先立ち、協力校の管理職、教務主任の教諭に研究計画の確認、修正案を求め実施の許可を得た。その際、保護者の属性に関する質問項目を使用しないこと、認知課題は紙筆版のものとすること、3つ程度にすることが要請された。調査用紙には協力校の要請をすべて反映させ、最終チェックを経て2018年10月に実施した。フェイスシートには、学校の成績に一切影響しないこと、協力は任意であることを明記し、同意を得られた参加者のみを分析に使用した。

2. 測定変数

(1) 学業達成

9月と10月に実施された学力テストの得点を合計した値を各教科の学業達成の指標とした(1教科120点満点)。

(2) ASC

Marsh (1988) によるSDQ (Self-Description Questionnaire) とPISAで使用されている項目を参考に、5項目を作成した。作成した項目は「国語では良い成績をとっている」、「国語はまったく得意でない」(反転項目)、「授業で教わっている国語の考え方はよく理解できている」、「国語は得意科目の一つだといつも思う」、「国語の問題では、どんな難しい問題でも理解できる」であった。回答は「1. まったくあてはまらない」から「5. よくあてはまる」の5件法で求めた。5教科に対して実施したため、総項目数は25項目であった。

(3) 空間イメージ能力

Vandenberg & Kuse (1978) による MRT を実施した。MRT は空間能力と理系教科の学業成績との関連を検討した多くの先行研究で使用されている (e.g., Casey et al., 1997; Ganley et al., 2014; Kyttälä, & Lehto, 2008)。

(4) 言語能力

京大式 NX15 検査 (苧坂・梅本, 1984) の第 1 検査 (単語完成課題) と第 10 検査 (文章完成課題) を実施した。京大式 NX15 検査は高校生以上を対象とした知能検査であるが, 中学校 3 年生での研究使用例もあり (前原, 2016), また協力校の教師と議論したところ, 個人差の測定は可能と考えられた。2 つの課題成績の主成分得点 (主成分負荷量: .81) を言語能力の指標とした。

(5) パーソナリティ変数

小塩・阿部・カトロニ (2012) による日本語版 Ten Item Personality Inventory (以下, TIPI-J) を使用した (7 件法)。この尺度はパーソナリティを 5 因子 (外向性, 協調性, 開放性, 神経症傾向, 勤勉性) から捉えるもので, それぞれ 2 項目ずつから構成される。

(6) SES

PISA では親の学歴, 親の職業的地位, 家庭の所有財の 3 側面を測定し, これらの第 1 主成分得点を SES の指標としている。本研究ではこのうち家庭の所有財を測定した。測定には PISA2015 (国立教育政策研究所, 2016) と同じ 13 の所有財の有無と漫画などを除く蔵書数を尋ね, 第 1 主成分得点 (寄与率: 48.78%) を SES の指標とした。

3. 統計分析

研究 1 では, ベイズ推定によって得られたパラメータの事後分布を解釈する。平均値差の分析や相関分析には `rstan` (ver 2.17.3), および回帰分析や構造方程式モデリングには `Mplus` (ver 8) を使用し, マルコフ連鎖モンテカルロ (Markov Chain Monte Carlo; MCMC) 法によるベイズ推定によってパラメータの事後分布を求めた。反復回数は 10000, 生成チェーン数は 4 とし, 反復の前半半分をバーンイン期間とした。収束判断の基準は, `rstan` で

は Rhat, Mplus では Potential Scale Reduction が 1.05 以下とし, すべてのパラメータにおいてこれを満たすことを確認した。事前分布にはデフォルトの無情報分布を使用した。点推定値には事後分布の期待値である EAP (expected a posteriori) 推定値を求め, 解釈基準は 95%両側確信区間 (以下, 95%CI) に 0 を含まないこととした。

第3節 結果

各測定変数の記述統計量、 ω 係数、および性差を Table 1 に示す。学業達成に明確な性差はなかった。ASC に着目すると、国語 ASC は女子の方が高く、理科 ASC は男子の方が高かった。

5 教科の学業成績間にはすべての組み合わせにおいて強い相関があった ($r_s = .74—.92$, all

Table 1. 各測定変数の記述統計量と内的整合性、性差分析の結果

		全体			男子			女子			性差				
		ω	Mean	(SD)	n	Mean	(SD)	n	Mean	(SD)	d	(PSD)	95%CI	P(d>0)	
学業達成															
1	国語	.90	86.06	(22.19)	53	82.19	(23.90)	46	90.24	(19.58)	0.34	(0.20)	[-0.04, 0.74]	.96	
2	数学	.95	57.58	(34.23)	53	53.38	(35.60)	46	63.37	(31.88)	0.31	(0.20)	[-0.08, 0.70]	.94	
3	社会	.96	58.36	(28.38)	53	56.08	(30.08)	46	61.72	(26.15)	0.21	(0.20)	[-0.17, 0.60]	.86	
4	理科	.97	55.47	(32.59)	53	54.53	(33.99)	46	57.35	(31.11)	0.11	(0.20)	[-0.28, 0.49]	.71	
5	英語	.97	69.30	(30.71)	53	65.62	(32.74)	46	74.50	(27.36)	0.31	(0.20)	[-0.09, 0.70]	.94	
ASC															
6	国語	.81	3.14	(0.78)	55	2.96	(0.82)	47	3.34	(0.68)	0.50	(0.20)	[0.11, 0.89]	>.99	
7	数学	.93	2.88	(1.07)	55	2.93	(1.08)	47	2.81	(1.07)	-0.12	(0.20)	[-0.51, 0.27]	.28	
8	社会	.92	2.67	(0.99)	55	2.71	(1.02)	47	2.63	(0.97)	0.09	(0.20)	[-0.47, 0.30]	.33	
9	理科	.92	2.96	(0.92)	55	3.21	(0.88)	47	2.68	(0.90)	-0.58	(0.21)	[-0.98, -0.18]	<.01	
10	英語	.96	3.07	(1.21)	55	2.88	(1.24)	47	3.29	(1.16)	0.33	(0.20)	[-0.07, 0.72]	.95	
統制変数															
11	SES		0.00	(1.00)	55	-0.02	(1.16)	47	0.03	(0.78)	0.04	(0.19)	[-0.33, 0.42]	.59	
認知能力															
12	言語能力		0.00	(0.72)	55	-0.09	(0.70)	47	0.14	(0.71)	0.36	(0.20)	[-0.03, 0.75]	.96	
13	MRT		9.01	(4.20)	55	10.55	(4.01)	47	7.21	(3.70)	-0.8	(0.21)	[-1.25, -0.44]	<.01	
パーソナリティ															
14	外向性	.78	9.01	(3.21)	55	8.65	(3.36)	47	9.43	(3.01)	0.24	(0.20)	[-0.16, 0.63]	.88	
15	協調性	.65	8.43	(2.62)	55	8.09	(2.51)	47	8.83	(2.71)	0.28	(0.20)	[-0.12, 0.67]	.91	
16	開放性	.61	8.61	(2.52)	55	9.05	(2.46)	47	8.09	(2.51)	-0.4	(0.20)	[-0.78, 0.01]	.03	
17	神経症傾向	.23	8.97	(2.53)	55	8.93	(2.15)	47	9.02	(2.95)	0.04	(0.20)	[-0.35, 0.43]	.57	
18	勤勉性	.48	6.01	(2.51)	55	5.64	(2.36)	47	6.45	(2.64)	0.32	(0.20)	[-0.07, 0.71]	.95	

性差分析のモデルには、各性別、平均値 μ_1 , μ_2 , 標準偏差 σ_1 , σ_2 に従う正規分布を用いた。また性差の効果量として、女子 > 男子のときは正、女子 < 男子のときは負として記載した。

PSD は事後分布の標準偏差 (Posterior Standard Deviations) を示す。P ($d > 0$) は効果量 d が正の値である確率を示しており、効果量 d が負の値である確率は $\{1 - P (d > 0)\}$ によって求められる。

各パーソナリティ変数の内的整合性は低い値を示した。しかし、小塩ら (2012) は、各下位尺度 2 項目で構成される本尺度においては、帯域幅と忠実度のジレンマを考慮すると、あまり高い項目間相関を示さない方が望ましいとしている。本研究でも作成時 (小塩ら, 2012; $r_s = .28—.59$) や、中学校 3 年生に同尺度を使用した研究 (飯村, 2016; $r_s = .10—.49$) と同程度の項目間相関が得られた ($r_s = .12—.63$)。そのため、作成時と同程度の信頼性が確認されたと判断した。

$P_s(r>0)>.99$)。主成分分析を行なったところ、第 1 主成分の寄与率が 85.94%であった。このことから学業達成における教科特異性は想定しづらく、総合的な学力の 1 次元によって解釈可能であると考えられる。

各教科の ASC の相関係数を Table 2 に示す。各教科の ASC 間の相関は学業達成よりも弱かったが、数学 ASC と理科 ASC の間には相対的に強い相関があった。5 教科の ASC に対し主成分分析を行ったところ 2 つの主成分が抽出され、その負荷量より第 1 主成分を“総合的 ASC”，第 2 主成分を“文系・理系 ASC”と命名した (Table 2)。しかし、文系・理系 ASC に対する国語 ASC の負荷量が非常に高いため、主成分得点に過剰な影響を与える可能性があった。そこで国語 ASC を除いて再度主成分分析を行った。その結果、当初の分析結果と類似した 2 つの主成分が抽出され、極端な負荷量を示す教科はなかった。以降では、国語 ASC を除いた 4 教科の主成分得点 (総合的 ASC, 文系・理系 ASC) を分析対象とした。主成分負荷量より、総合的 ASC の値は教科によらない全般的な ASC の高低を、文系・理系 ASC の値は高いほど文系的な ASC, 低いほど理系的な ASC であることを示す。総合的 ASC に明確な性差はなかったが ($d = -0.18 [-0.56, 0.21]$, $P(d>0) = .19$)、文系・理系 ASC には性差があり、男子の方が理系的、女子の方が文系的な ASC であった ($d = 0.45 [0.05, 0.85]$, $P(d>0)>.99$)。

各個人差変数が各教科の学業達成に及ぼす影響を検討するため重回帰分析を行った (Table 3)。本研究の関心対象である理科と数学に注目すると、MRT と言語能力による正の影響が共通していた。しかし、この影響は国語、社会、英語にも共通しており、理科と

Table 2. 5 教科の ASC の相関分析、主成分分析の結果

	相関分析				5教科		国語以外の4教科	
	1	2	3	4	F1	F2	F1	F2
1 国語					.11	.91		
2 数学	.13				.79	-.37	.81	-.44
3 社会	.15	.36 *			.68	.27	.68	.52
4 理科	-.01	.72 *	.47 *		.83	-.22	.83	-.32
5 英語	.22 *	.60 *	.47 *	.41 *	.67	.30	.66	.42
	寄与率				44.90	23.50	55.96	18.51

95%CI に 0 を含まなかった相関係数にアスタリスク (*) を付した。

数学にのみ見られる現象ではなかった。

Table 3. 5教科の学業達成に対する重回帰分析（標準化偏回帰係数）

	学業達成（国語）				学業達成（数学）				学業達成（社会）			
	β	(PSD)	95%CI	$P (\beta > 0)$	β	(PSD)	95%CI	$P (\beta > 0)$	β	(PSD)	95%CI	$P (\beta > 0)$
性別	.18	(0.09)	[.00, .35]	.98	.20	(0.09)	[.01, .37]	.98	.13	(0.09)	[-.05, .31]	.92
SES	.08	(0.08)	[-.09, .23]	.83	.12	(0.08)	[-.04, .28]	.92	.19	(0.08)	[.02, .34]	.98
言語能力	.38	(0.08)	[.21, .52]	> .99	.25	(0.08)	[.08, .41]	> .99	.31	(0.08)	[.14, .47]	> .99
MRT	.22	(0.09)	[.04, .39]	.99	.31	(0.09)	[.13, .47]	> .99	.24	(0.09)	[.06, .41]	.99
外向性	-.17	(0.08)	[-.33, -.00]	.02	-.07	(0.09)	[-.24, .09]	.19	-.11	(0.09)	[-.27, .06]	.11
協調性	.11	(0.09)	[-.08, .28]	.87	.08	(0.09)	[-.10, .27]	.82	.09	(0.09)	[-.10, .27]	.83
開放性	-.01	(0.09)	[-.18, .16]	.47	.11	(0.09)	[-.07, .28]	.89	.11	(0.09)	[-.07, .28]	.88
神経症傾向	.12	(0.09)	[-.05, .29]	.92	.12	(0.09)	[-.06, .29]	.91	.15	(0.09)	[-.03, .32]	.95
勤勉性	.06	(0.08)	[-.12, .23]	.74	.22	(0.09)	[.04, .38]	.99	.09	(0.09)	[-.09, .27]	.85
R^2	.39	(0.07)	[.26, .51]	> .99	.37	(0.07)	[.24, .49]	> .99	.35	(0.07)	[.22, .47]	> .99

	学業達成（理科）				学業達成（英語）				学業達成（5教科合計）			
	β	(PSD)	95%CI	$P (\beta > 0)$	β	(PSD)	95%CI	$P (\beta > 0)$	β	(PSD)	95%CI	$P (\beta > 0)$
性別	.08	(0.09)	[-.09, .25]	.83	.14	(0.09)	[-.04, .31]	.94	.16	(0.09)	[-.02, .33]	.96
SES	.19	(0.08)	[.03, .34]	.99	.12	(0.08)	[-.04, .28]	.93	.15	(0.08)	[-.01, .30]	.97
言語能力	.31	(0.08)	[.14, .46]	> .99	.36	(0.08)	[.19, .51]	> .99	.34	(0.08)	[.18, .49]	> .99
MRT	.28	(0.09)	[.10, .44]	> .99	.19	(0.09)	[.02, .36]	.98	.27	(0.09)	[.10, .43]	> .99
外向性	-.13	(0.08)	[-.28, .04]	.07	-.05	(0.08)	[-.22, .11]	.27	-.11	(0.08)	[-.27, .05]	.09
協調性	.14	(0.09)	[-.04, .31]	.93	.06	(0.09)	[-.12, .24]	.75	.10	(0.09)	[-.07, .28]	.87
開放性	.12	(0.09)	[-.05, .28]	.92	.17	(0.09)	[-.01, .33]	.97	.11	(0.09)	[-.06, .28]	.91
神経症傾向	.19	(0.09)	[.02, .35]	.99	.18	(0.09)	[.01, .35]	.99	.17	(0.09)	[-.01, .33]	.97
勤勉性	.14	(0.09)	[-.04, .30]	.94	.21	(0.09)	[.03, .37]	.99	.16	(0.09)	[-.01, .32]	.97
R^2	.40	(0.06)	[.27, .52]	> .99	.38	(0.07)	[.25, .50]	> .99	.41	(0.06)	[.28, .53]	> .99

続いて、個人差変数が各教科の ASC に及ぼす影響を検討するため重回帰分析を行った（Table 4）。総合的 ASC に対し言語能力，MRT，協調性，開放性，神経症傾向，勤勉性による正の影響があった。文系・理系 ASC に対する分析では MRT による負の影響力があつた。この結果は、空間能力が高い生徒ほど理系的な ASC に、低い生徒ほど文系的な ASC になる傾向があることを示す。各教科の ASC に対する分析の結果、数学 ASC と理科 ASC には MRT による正の影響が認められた一方、国語 ASC，社会 ASC，英語 ASC に対する影響は正負ともに認められなかった。

Table 4. 5教科のASCに対する重回帰分析（標準化偏回帰係数）

	国語ASC				数学ASC				社会ASC			
	β	(PSD)	95%CI	$P (\beta > 0)$	β	(PSD)	95%CI	$P (\beta > 0)$	β	(PSD)	95%CI	$P (\beta > 0)$
性別	.19	(0.10)	[-.01, .38]	.97	.04	(0.09)	[-.14, .23]	.68	-.05	(0.10)	[-.24, .15]	.32
SES	-.01	(0.09)	[-.19, .17]	.44	.01	(0.09)	[-.16, .18]	.54	.13	(0.09)	[-.05, .31]	.92
言語能力	.18	(0.09)	[-.01, .36]	.97	.07	(0.09)	[-.11, .24]	.78	.15	(0.10)	[-.04, .33]	.94
MRT	.04	(0.10)	[-.16, .24]	.66	.37	(0.09)	[.18, .53]	> .99	.05	(0.10)	[-.16, .24]	.67
外向性	-.09	(0.09)	[-.27, .10]	.17	-.01	(0.09)	[-.18, .16]	.45	-.06	(0.09)	[-.24, .13]	.28
調和性	.13	(0.10)	[-.07, .32]	.89	.08	(0.10)	[-.10, .27]	.81	.16	(0.10)	[-.04, .35]	.94
開放性	-.09	(0.10)	[-.27, .10]	.18	.11	(0.09)	[-.08, .28]	.88	.14	(0.10)	[-.05, .33]	.93
神経症傾向	.07	(0.10)	[-.13, .26]	.77	.02	(0.09)	[-.17, .20]	.57	.16	(0.10)	[-.04, .35]	.94
勤勉性	-.03	(0.10)	[-.22, .17]	.60	.28	(0.09)	[.10, .44]	> .99	.02	(0.10)	[-.17, .22]	.60
R^2	.20	(0.06)	[.09, .32]	> .99	.30	(0.06)	[.17, .42]	> .99	.18	(0.06)	[.08, .29]	> .99

	理科ASC				英語ASC				総合的ASC			
	β	(PSD)	95%CI	$P (\beta > 0)$	β	(PSD)	95%CI	$P (\beta > 0)$	β	(PSD)	95%CI	$P (\beta > 0)$
性別	-.15	(0.09)	[-.32, .03]	.05	.12	(0.09)	[-.06, .30]	.91	-.02	(0.09)	[-.19, .16]	.42
SES	.02	(0.08)	[-.14, .18]	.62	.13	(0.08)	[-.04, .29]	.93	.09	(0.08)	[-.07, .25]	.87
言語能力	.10	(0.08)	[-.07, .27]	.89	.22	(0.09)	[.05, .38]	.99	.18	(0.08)	[.01, .33]	.98
MRT	.35	(0.09)	[.18, .51]	> .99	.13	(0.09)	[-.06, .31]	.92	.32	(0.09)	[.14, .48]	> .99
外向性	-.02	(0.08)	[-.18, .15]	.42	.11	(0.09)	[-.06, .27]	.90	.01	(0.08)	[-.16, .17]	.53
調和性	.23	(0.09)	[.05, .40]	.99	.19	(0.09)	[.00, .36]	.98	.22	(0.09)	[.04, .39]	.99
開放性	.20	(0.08)	[.03, .36]	.99	.16	(0.09)	[-.02, .33]	.96	.21	(0.08)	[.04, .36]	.99
神経症傾向	.16	(0.09)	[-.01, .32]	.96	.19	(0.09)	[.01, .36]	.98	.17	(0.09)	[.00, .34]	.98
勤勉性	.08	(0.09)	[-.09, .25]	.82	.19	(0.09)	[.01, .36]	.98	.19	(0.09)	[.02, .36]	.99
R^2	.37	(0.06)	[.24, .50]	> .99	.32	(0.06)	[.19, .44]	> .99	.38	(0.06)	[.25, .50]	> .99

文系・理系ASC				
	β	(PSD)	95%CI	$P (\beta > 0)$
性別	.07	(0.10)	[-.13, .27]	.77
SES	.15	(0.09)	[-.04, .32]	.94
言語能力	.14	(0.10)	[-.05, .32]	.93
MRT	-.27	(0.10)	[-.45, -.07]	.01
外向性	.04	(0.09)	[-.15, .22]	.65
調和性	.07	(0.10)	[-.13, .27]	.75
開放性	.04	(0.10)	[-.15, .23]	.67
神経症傾向	.14	(0.10)	[-.05, .33]	.92
勤勉性	-.08	(0.10)	[-.27, .12]	.22
R^2	.20	(0.06)	[.09, .32]	> .99

第4節 考察

学業達成、ASC の両方を従属変数とした分析においても、空間イメージ能力の指標である MRT は、統制変数の影響を考慮した上でも理科と数学に対して影響力を持った。そのため、空間イメージ能力による影響は、言語能力、性別、SES、パーソナリティが交絡した結果ではなく、それ単体で学業達成や ASC を規定する変数であるといえる。

5 教科間で比較した場合、学業達成と ASC には教科特異性という点で異なる結果が得られた。そこで、以下ではそれぞれの従属変数に対する考察を行い、研究 2 への課題を導出する。

1. 空間イメージ能力による理科と数学の学業達成への影響

当初の仮説通り、学業成績は教科間に強い相関があり、理科と数学で高い学業達成水準にある子どもは同様に国語、社会、英語でも高い水準にあった。主成分分析の結果、1 次元構造が支持されたことから、少なくとも中学校 3 年生の学業達成において、理科と数学に特異的な学業達成の成分は想定しづらいことが考えられる。

実際、MRT による学業達成への影響は理科と数学に限らず、あらゆる教科で観察された。このことから、Figure 6 中のモデルが採択されたと考えられ、空間イメージ能力による学業達成への影響は理科と数学に特異的とはいえない。

2. 空間イメージ能力による理科と数学の ASC への影響

事前の予想通り、5 教科に対する ASC 間の相関は学業達成と比較すると弱かった。これは ASC の形成過程を説明した理論である、内的／外的準拠枠モデル (Internal/External Frame of Reference Model; 以下、I/E モデル; Marsh, 1986) と整合する。I/E モデルによると、ASC の形成過程では、自己の学業達成状況と他者の学業達成状況を比較する外的準

拠枠と、自己の中での当該教科の学業達成と他教科の学業達成を比較する内的準拠枠の 2 つの種類の自己評価を経る。教科間の ASC がトレード・オフに評価される内的準拠枠による自己評価過程が存在するために、ASC では学業達成よりも教科間の相関が弱くなる。

本研究の目的である ASC に対する空間イメージ能力による影響では、理科と数学のみ解き水準を上回る影響力がみられた。このことから、空間イメージ能力による ASC への影響は教科特異的であるといえ、Figure 6 左のモデルが採択されたと考えられる。

また、5 教科の ASC を主成分分析したところ、総合的 ASC と文系・理系 ASC の 2 次元が抽出できた。中学校 3 年生の客観的な学業達成は 1 次元構造であり、文系・理系次元に分化していないものの、ASC では文系・理系次元で個人差が存在することを示す。理科と数学の ASC には強い相関があったことから ($r = .72, P(r > 0) > .99$)、理科と数学の ASC は非常に関連が強いものと考えられる。そのため、空間イメージ能力が理科と数学の ASC に影響するメカニズムは共有されているものと推察され、文系・理系 ASC 次元への影響としてまとめることができるものと考えられる。

空間能力による総合的 ASC および文系・理系 ASC への効果は I/E モデルから以下のように解釈できる。空間イメージ能力は 5 教科すべての学業達成を説明するため、外的準拠枠に基づく相対的な自己評価を媒介して教科一般的な ASC の形成に寄与すると推察できる。そのため、総合的 ASC に対しても空間イメージ能力による正の影響が見出されたのだろう。一方、文系・理系 ASC への効果は内的準拠枠に基づく自己評価を媒介していると推測できる。本研究の結果、ASC において、空間イメージ能力による理科と数学に対する教科特異的な影響力が確認されたことから、空間イメージ能力が高い子どもほど理科と数学を相対的に容易であると感じ、また空間イメージ能力が低い子どもほど相対的に困難と感じる傾向があると考えられる。この結果は、空間イメージ能力の個人差による STEM 領域の動機づけや進路選択への影響を示した多くの先行研究と整合する。

3. 空間イメージ能力が理科と数学に特異的な ASC に影響するメカニズム

それでは、なぜ空間イメージ能力が理科と数学に対する相対的な困難さと関連するのだろうか。I/E モデルにおいて内的準拠枠に基づく自己評価は、教科間の学業達成が内的に比較されることで、教科特異的な ASC の形成に寄与すると説明されている。しかし、学業達

成において教科間に強い相関があることから、個人内における教科間の成績差は小さいと考えられる。すなわち、同程度の学力レベルの生徒ならば、どの教科でもおよそ似通った点数を取っていることになり、教科特異的な ASC 形成に寄与するための情報量は少ないと考えられる。そのため、必ずしも客観的な学業成績に反映されない困難さの認知を想定する必要があろう。

具体的には理科と数学の学習に対するコストの認知が考えられる。コストは動機づけの期待×価値理論 (Eccles & Wigfield, 1985) の中で課題価値 (task value) の一種として捉えられており、個人が課題を遂行する際に認知する負担感を指す概念である。コストには必要な努力量の認知を指す努力コスト、その他の活動機会の喪失を指す機会コスト、課題遂行に失敗した場合に予測される不安感を指す心理コストの3つがある (Eccles & Wigfield, 1985; 解良・中谷, 2016)。学習者の目標のあり方次第では、遂行成績が同水準であった場合、投入した努力量が低能力を暗示させることから (Nicholls, 1989; Jagacinski & Nicholls, 1984)、努力コストの認知が教科固有の ASC の形成に関与する可能性がある。そうであるならば、低い空間イメージ能力を持つ子どもが、たとえ理科と数学で国語や社会などと同程度の学業達成レベルであったとしても、理科と数学には相対的に多くの努力量を投入する必要があると認知されれば、これらの教科に対する ASC が低下し、空間イメージ能力は理科と数学の ASC にのみ影響力を持ちうる。結果的に、ASC の主成分である文系・理系 ASC が文系方向にシフトした可能性がある。しかし、本研究では空間イメージ能力による理科と数学の学業達成、ASC への影響を検討することを目的としていたため、現時点では推測の域を出ない。

また、文系・理系 ASC には男性の方が理系的である性差が見られたのに対し ($d = 0.45$ [0.05, 0.85])、重回帰分析では性別による効果は見られなかった。この結果は空間イメージ能力における男子優勢の性差 ($d = -0.80$ [-1.25, -0.44]) による媒介効果 (e.g., Ganley et al., 2014) が表れたものである可能性がある。しかし、客観的な学業成績では解釈基準は下回ったものの、数学では 94% の確率で女子の方が高く ($d = 0.31$ [-0.04, 0.74])、理科では 71% の確率で女子の方が高い ($d = 0.11$ [-0.28, 0.49]) という結果が得られている。すなわち、「男子の方が平均して高い空間イメージ能力を持つ」という命題は支持され、また「空間イメージ能力は理科と数学の学業達成と ASC に正の影響を及ぼす」という命題も支持されるものの、「男子の方が高い空間イメージ能力を持ったために、理科と数学の学業達成が良い」という命題は成り立たない。客観的な学業達成で明確な性差がないにも関わらず文系・理

系 ASC において男子の方が理系的な性差が検出された背景に、空間イメージ能力の関与があるのか定かでない。もし、空間イメージ能力における性差が関与していたとしても、I/E モデルでは ASC が形成される過程では準拠枠に基づく自己評価を経ることが想定されていることから、女子の空間イメージ能力の低さが直接的に文系・理系 ASC を規定したというよりも、理科と数学の学習に対する外的/内的準拠枠に基づく自己評価に対して何らかの作用があったと考える方が自然だろう。しかし、そのメカニズムは十分に検討されていない。

以上の問題点を踏まえた上で、第 4 章で展開する研究 2 では、本研究で同定された空間イメージ能力による理科と数学の ASC、および文系・理系 ASC への影響について、そのプロセスを I/E モデルに基づいて詳細に検討する。また、文系・理系 ASC における性差が空間イメージ能力による媒介によって生じるものであるのか、そしてその媒介経路は理科と数学の学習に対する自己評価を経るものであるのか、分析する。

第4章 【研究2】

空間イメージ能力による理科・数学の学業達成，学業的自己概念 への影響プロセス

第1節 問題と目的

本研究の目的は、空間イメージ能力による理科と数学の ASC に影響するプロセスを検討することである。

研究 1 では理科と数学の ASC に強い相関を確認しており、また主成分分析によって文系・理系 ASC が抽出された。このことから、空間イメージ能力は空間イメージ能力が理科と数学の ASC に影響するメカニズムは共有されており、文系・理系 ASC への影響としてまとめることができると考察された。この結果を受け、研究 2 では空間イメージ能力が ASC に影響するメカニズムは理科と数学で同一であり、文系・理系 ASC への影響として捉える。

研究 1 で考察したように、空間イメージ能力が高い（低い）子どもほど理科と数学を相対的に容易（困難）であると感じ、ASC 形成に寄与している可能性があると考えられる。また、その容易 / 困難の自己評価は、必ずしも学業達成のような客観的な指標だけに基づくものではなく、当該教科の学習に対するコストの認知も反映しうる。

そこで、本研究では空間イメージ能力が総合的 ASC、文系・理系 ASC に影響する経路に、自己評価過程が存在することを仮定して、モデルを検証する。I/E モデルに基づき、集団内における自分の相対的な学業達成水準に関する自己評価である個人間自己評価と、自分の中における、教科間での学業達成やコストの比較である個人内自己評価の 2 過程を想定する。

上述の背景を考慮し、研究 2 では以下の仮説モデルを設定する（Figure 7）。空間イメージ能力は 5 教科すべての学業達成を説明する変数であることから、空間イメージ能力が高い（低い）子どもは集団内で高い（低い）学業達成であると考えられる。そのため、空間イメージ能力は個人間自己評価を媒介して（パス A）、教科によらない全般的な ASC の高低を示す総合的 ASC に影響するだろう（パス B）。また、空間イメージ能力が高い（低い）子どもほど理科と数学を相対的に容易（困難）であると感じるため、個人内自己評価を媒介し（パス C）、文系・理系 ASC に影響するだろう（パス D）。また、Figure 7 のモデルに設定したすべての変数に対し、性別による影響を考慮した検討を行い、性別による媒介効果を探索的に検討する。

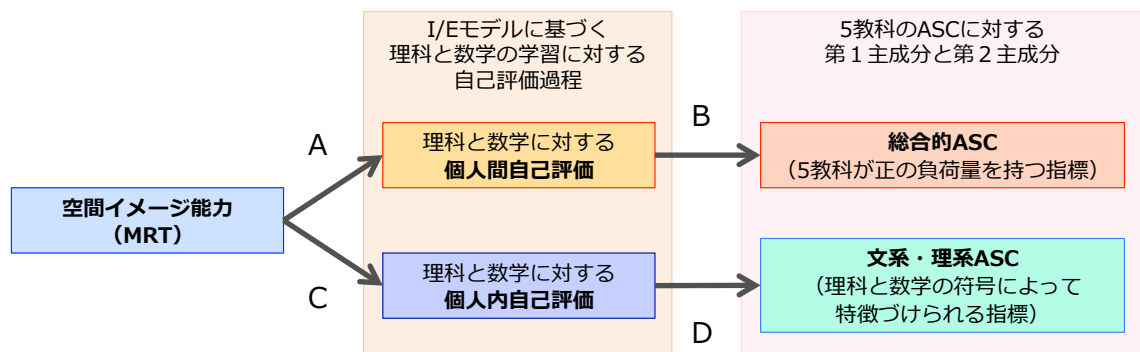


Figure 7. 空間イメージ能力が理科と数学の学習に対する自己評価を媒介してASCに影響するプロセスモデル

第2節 方法

1. 研究参加者と手続き

北海道内の公立中学校3校の3年生 ($n = 419$, 男子 203 名, 女子 212 名, 不明 4 名) を対象とした。実施時期は 2018 年 3 月であった。本研究は学校の許可を得た上で実施した。フェイスシートには、質問紙への回答結果は成績に影響しないこと、協力は任意であることを明記し、同意を得られた参加者のみを分析に使用した。

2. 測定変数

(1) ASC

研究 1 と同様の 5 項目を使用した。

(2) 空間イメージ能力

研究 1 と同様に MRT (Vandenberg & Kuse, 1978) を使用した。

(3) 理科と数学の学習に対する自己評価尺度

I/E モデルに依拠し、外的準拠枠に基づく個人間自己評価と内的準拠枠に基づく個人内自己評価に対応する項目を作成した。項目表現は小松・鈴木 (2017) による自己評価尺度と、解良・中谷 (2016) によるコスト尺度を参考にした。項目は外的準拠枠に基づく個人間自己評価 (項目 1, 4, 7, 10), 内的準拠枠に基づく個人内自己評価 (学業成績: 項目 3, 6, 9, 12; コスト: 項目 2, 5, 8, 11) の計 12 項目で構成した (Table 5)。回答は「1. まったくあてはまらない」から「5. よくあてはまる」の 5 件法で求めた。回答に当たって、「質問項目にある“理数”とは“数学”と“理科”のことを指します」, 「回答は直感で選んでください。

判断に迷う場合、例えば、“数学”では“あてはまる”けれども“理科”では“あてはまらない”ときなどは、“どちらともいえない”を選んでください」と説明した。説明の後、質問がないかを確認し、回答を依頼した。

3. 統計分析

研究 2 も研究 1 と同様に、ベイズ推定によって得られたパラメータの事後分布を解釈する。平均値差の分析や相関分析には `rstan` (ver 2.17.3)，および回帰分析や構造方程式モデリングには `Mplus` (ver 8) を使用し、マルコフ連鎖モンテカルロ (Markov Chain Monte Carlo; MCMC) 法によるベイズ推定によってパラメータの事後分布を求めた。反復回数は 10000，生成チェーン数は 4 とし、反復の前半半分をバーンイン期間とした。収束判断の基準は，`rstan` では `Rhat`，`Mplus` では `Potential Scale Reduction` が 1.05 以下とし，すべてのパラメータにおいてこれを満たすことを確認した。事前分布にはデフォルトの無情報分布を使用した。点推定値には事後分布の期待値である EAP (expected a posteriori) 推定値を求め，解釈基準は 95%CI に 0 を含まないこととした。

第3節 結果

分析には研究への協力が得られ、回答に不備がなかった 397 名（男子 192 名，女子 205 名）を使用した。

まず，理系教科の学習に対する自己評価尺度について探索的因子分析を行った（最尤法・プロマックス回転）。固有値の減衰状況から（5.21, 2.59, 0.79, 0.63…），2 因子解が最適であると考えられた。因子数を 2 に固定して分析を行ったところ，負荷量はすべて十分な値を示した（Table 5）。因子負荷量から第 1 因子を個人内自己評価，第 2 因子を個人間自己評価と命名した。因子負荷量より，個人間自己評価は値が高いほど，自分は集団内で理科と数学で高い学業達成水準にあると自己評価していることを意味すると考えられる。個人内自己評価は値が高いほど，他教科と比較すると理科と数学の学業達成水準が高いと認知しており，また他教科と比較すると理科と数学の学習は自分にとって容易であると自己評価していることを意味していると考えられる。

Table 5. 理科と数学の学習に対する自己評価尺度に対する因子分析の結果

	項目	Mean	(SD)	F1	F2	h^2
F1: 個人内自己評価						
2	理数の勉強では他の教科よりも，たくさんの努力が必要だ（※）	3.42	(1.29)	.89	-.11	.75
11	理数で満足できる点数を取るためには，他の教科よりも勉強方法を工夫する必要がある（※）	3.41	(1.26)	.88	-.09	.74
5	理数の学習は，他の教科の学習よりは簡単に感じる	2.58	(1.27)	.85	-.10	.69
8	理数のテストで満足いく点数を取るためには，他の教科より，少し多めに勉強をする必要がある（※）	3.36	(1.12)	.81	-.05	.64
6	理数のテストの結果は，他の教科よりも良くないことが多い（※）	3.28	(1.04)	.70	.08	.52
12	5教科のテストの得点を比べると，理数は他の教科より良い得点が取れている	2.72	(1.02)	.69	.08	.52
3	私は，他の教科と比べて，理数では良い点数が取れている	2.84	(0.93)	.56	.27	.46
9	国語・社会・英語の方が，理数よりも良い点数であることが多い（※）	3.23	(1.02)	.44	.19	.27
F2: 個人間自己評価						
1	私は同じクラスの人より，理数のテストでは良い点数が取れている	3.17	(0.99)	.00	.81	.66
10	理数のテストの結果では，周りの友達よりも良い結果である	3.17	(1.16)	.01	.78	.61
4	私は理数のテストでの，クラス内の順位は良い方だと思う	3.12	(1.13)	.01	.78	.61
7	クラスの中で比較すると，理数のテストの結果は悪い方だと思う（※）	2.87	(1.13)	-.01	.74	.54
因子間相関					.25	

※は反転項目を示す。因子負荷量は反転項目処理後の結果を示している。

Table 6に各変数の記述統計量と性差分析の結果を示した。ASCとMRTにおける性差は、おおむね研究1と同様であった。理科と数学の学習に対する自己評価では、個人間自己評価において明確な性差はなかった。個人内自己評価において、性差の点推定値は中程度の効果量であり、99%以上の確率で男子の方が高いとする結果が得られた。

5教科のASCに対し主成分分析を行ったところ、2つの主成分が抽出された。主成分負荷量より第1主成分を総合的ASC（国語：.70，数学：.65，社会：.81，理科：.68，英語：.83，寄与率：54.19%），第2主成分を文系・理系ASC（国語：-.54，数学：.61，社会：-.33，理科：.57，英語：-.17，寄与率：22.58%）と命名した。なお，文系・理系ASCの主成分負荷量の符号は研究1と反対であったため，解釈が容易になるよう主成分得点の符号を反転させた。各ASC主成分の性差は研究1と同様の傾向であり，総合的ASCに性差はなく（ $d = 0.01 [-0.18, 0.21]$, $P(d > 0) = .55$ ），文系・理系ASCでは男子の方が理系的，女子の方が文系的なASCであった（ $d = 0.31 [0.11, 0.50]$, $P(d > 0) > .99$ ）。

空間能力による総合的ASCおよび文系・理系ASCへの影響経路を検討するため，性別を統制変数，理系教科の学習に対する自己評価を媒介変数とした構造方程式モデリングを行った。モデルが複雑になることを防ぐため，初期のモデルから解釈水準を下回ったパスを削除した。最終モデルをFigure 8に示した。

MRTによる総合的ASCへの影響経路を検討したところ，個人間自己評価による正の媒介が認められた（ $\beta = .18 [.11, .26]$, $P(\beta > 0) > .99$ ）。MRTによる文系・理系ASCへの影響経路を検討したところ，個人内自己評価による負の媒介が認められた（ $\beta = -.22 [-.28, -.15]$, $P(\beta > 0) < .01$ ）。

文系・理系ASCに存在する性差の機序を検討するため，性別を説明変数，文系・理系

Table 6. 各測定変数の記述統計量と内的整合性，性差分析の結果

	ω	全体		男子		女子		性差			
		<i>Mean</i>	(<i>SD</i>)	<i>Mean</i>	(<i>SD</i>)	<i>Mean</i>	(<i>SD</i>)	<i>d</i>	(<i>PSD</i>)	95%CI	<i>P</i> (<i>d</i> >0)
学業の自己概念											
1 国語	.92	3.46	(1.10)	3.41	(1.04)	3.51	(1.15)	0.09	(0.10)	[-0.11, 0.28]	.81
2 数学	.93	2.98	(1.14)	3.07	(1.15)	2.90	(1.13)	-0.15	(0.10)	[-0.35, 0.05]	.06
3 社会	.93	3.34	(1.14)	3.24	(1.14)	3.43	(1.14)	0.17	(0.10)	[-0.03, 0.30]	.95
4 理科	.94	3.04	(1.15)	3.18	(1.14)	2.92	(1.15)	-0.23	(0.10)	[-0.43, -0.03]	.01
5 英語	.93	3.28	(1.09)	3.22	(1.01)	3.34	(1.16)	0.11	(0.10)	[-0.08, 0.30]	.87
空間能力											
6 MRT		7.47	(2.70)	8.34	(2.65)	6.65	(2.50)	-0.65	(0.10)	[-0.86, -0.45]	<.01
自己評価											
7 個人間自己評価	.86	3.15	(0.93)	3.06	(0.94)	3.23	(0.90)	0.18	(0.10)	[-0.02, 0.38]	.96
8 個人内自己評価	.91	2.68	(0.88)	2.94	(0.83)	2.43	(0.84)	-0.60	(0.10)	[-0.79, -0.40]	<.01

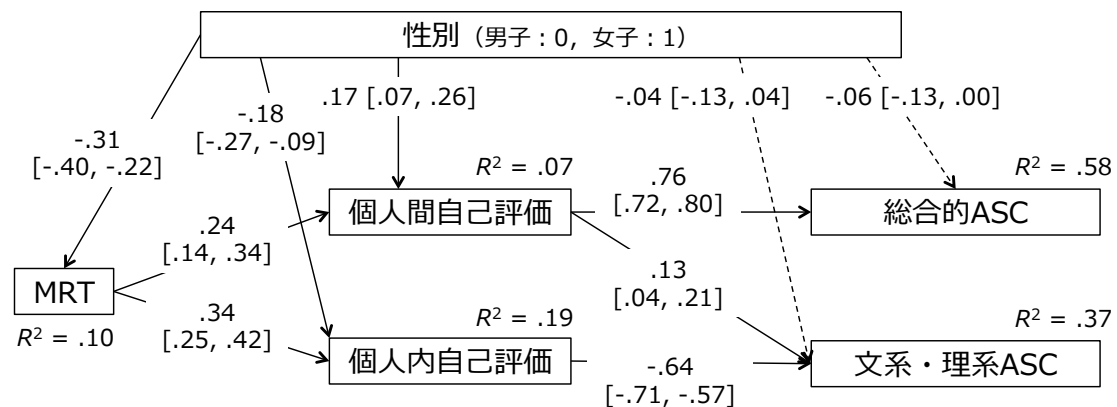


Figure 8. 空間イメージ能力による自己評価を媒介した ASC への影響

破線は解釈水準を下回ったパスを示す。

文系・理系 ASC は、値が小さいほど相対的に理科と数学の ASC が高い理系的な ASC を、値が大きいほど相対的に国語や社会の ASC が高い文系的な ASC を示す。

最尤法によって推定した際の適合度は、CFI = 0.99, TLI = 0.94, RMSEA = 0.08, SRMR = 0.02 であり、許容範囲内であった。

図が煩雑になるのを防ぐため、誤差項および誤差間相関を省略している。

ASC を目的変数、個人内自己評価を媒介変数とした分析を行ったところ、正の間接効果 ($\beta = .12$ [$.06, .18$], $P(\beta > 0) > .99$) が認められた。一方、直接効果は認められなかった ($\beta = -.04$ [$-.13, .04$], $P(\beta > 0) = .15$)。次に、性別を説明変数、個人内自己評価を目的変数、MRT を媒介変数とした分析を行ったところ、負の間接効果 ($\beta = -.11$ [$-.15, -.07$], $P(\beta > 0) < .01$) と、負の直接効果 ($\beta = -.18$ [$-.27, -.09$], $P(\beta > 0) < .01$) の両方が認められた。

第4節 考察

本研究の目的は、空間イメージ能力による理科と数学の ASC に影響するプロセスを検討することであった。研究 2 は研究 1 で得られた結果を基にして計画されたことから、本節では研究 1 で得られた結果も踏まえて考察する。

1. 空間イメージ能力による理科と数学の ASC への影響メカニズム

研究 1、および研究 2 の両方で、空間イメージ能力による数学と理科の ASC、文系・理系 ASC への影響が確認された。よって、本研究で測定した個人差変数のうち、空間イメージ能力が理科と数学の ASC および ASC における文系・理系次元に影響する変数であるといえる。本研究は 5 教科の学業成績と ASC への影響力を比較し、とりわけ ASC に対して教科特異的な影響力を持つこと、その影響力は個人内自己評価によって媒介されることを見出した。この点で本研究は先行研究の知見を補強し、そのメカニズムを詳細に記述したものといえる。

研究 1 の結果、学業達成に対する分析では空間能力による理科と数学に特異的な影響は確認できず、5 教科全てに影響力を持っていた。空間イメージ能力は知能（または、Gf）の構成要素、または下位因子として想定されており（e.g., Carroll, 1993; Cattell, 1963）、実際心的回転の遂行成績は一般知能と相関することが知られている（e.g., Johnson, & Bouchard, 2005）。すなわち、MRT の課題成績には一般知能因子の成分と、空間イメージ能力独自の成分が混在していると考えられる。知能が教科や学校種によらない学業達成全般を鋭敏に予測する変数であることを考慮すると（e.g., Roth et al., 2015）、空間イメージ能力による学業達成への影響があらゆる教科で見られた背景に、一般知能因子の存在があると推察される。これは研究 2 で MRT による個人内自己評価を媒介した総合的 ASC への影響を見出した結果とも整合する。

ASC を目的変数とした分析において、空間イメージ能力による影響は理科と数学にのみ確認された。教科特異的な ASC 成分に対して理科と数学の学習に対する個人内自己評価を

媒介した影響があったことから、理科と数学は他教科よりも相対的に空間イメージ能力による影響を相対的に強く受けるものと考えられる。それゆえに、研究 2 で空間イメージ能力による個人内自己評価への影響が観察されたのだろう。第 1 章で検討したように、理科の学習では科学的概念の獲得や問題解答など様々な場面で心的イメージの活用が要求される。こうした教科に特有の学習活動で、低い空間イメージ能力を持つ子どもは困難を経験しやすいと考えられ、相対的に理科や数学は自分にとって難しいと感じられるものと推察される。

空間イメージ能力が個人内自己評価を媒介して ASC に影響するプロセスが成り立つにも関わらず、学業達成では教科特異的でない背景として、低い空間イメージ能力を持つ子どもほど理科と数学に学習に努力を投入する傾向があった可能性がある。すなわち、理科と数学の学習では空間的なイメージの活用が要求される場面が多く、低い空間イメージ能力を持つ子どもほど困難を経験するものの、そうであるがゆえに他教科よりも多くの努力を理科と数学に投入するということである。多くの努力の投入は理科と数学の学習に対するコストの認知を高め、さらに自らの無能力を暗示させるため (Nicholls, 1989; Jagacinski & Nicholls, 1984), ASC に対する教科特異的な影響経路があったものと考えられる。

2. 理科と数学の学習における性差と空間イメージ能力の関係

研究 1, 研究 2 の両方で文系・理系 ASC に性差があり、女子の方が文系的、男子の方が理系的な ASC であった。この現象は多くの先行研究と一致する。

まず、学業達成について議論する。本研究の結果、先行研究 (木村, 2010) と同様に、数学・理科とも明確な性差は認められなかった。すなわち、空間能力による媒介を検討する前提が満たされていない。したがって、空間イメージ能力における男性の優位性が理系教科の学業達成における性差の要因とする説 (e.g., Casey et al., 1997; Ganley et al., 2014) は成立しないといえる。

次に ASC における性差と空間イメージ能力の関連について議論する。研究 1, 研究 2 の両方とも先行研究と同様、MRT は男子の方が高かった。また研究 2 によって、性別からの個人内自己評価への影響は MRT によって媒介されることが見出された。このことから、理科と数学の ASC に性差が生じる背景には、空間イメージ能力の性差が関与するといえる。

そのため、女子の数学や理科に対する ASC 低下を防ぐ教育的介入を講じる際には、女子の認知特性に目を向けることも有効だろう。

しかし、学業達成に性差が認められていないことには留意すべきである。学業達成に関連する変数における性差に注目すると、女子の方が男子よりも自己学習スキルが高く（飯田・石隅，2002）、コストの高い学習方略を好む傾向がある（佐藤，1998）。このことから、実際に理科と数学の学習に投入した努力量は女子の方が多い可能性がある。そうであるならば、低い空間イメージ能力による理科と数学の学業達成へのネガティブな影響を補償できるものの、女子において理科と数学の学習に対する個人内自己評価は低減しうる。また、性別から個人内自己評価への直接効果も認められた。この結果は、女子の理科と数学の学習に対する個人内自己評価が低下しやすい背景に、空間イメージ能力以外の要因が関与していることを示唆する。

以上を踏まえると、文系・理系 ASC に性差が生じる背景には空間能力の関与があるものの、空間能力による媒介効果が ASC の形成過程、とりわけ内的準拠枠に基づく個人内自己評価にのみ表れる背景は複雑であり、その説明を空間能力のみに求めることはできないと考えられる。

3. 本研究の成果と後続研究での検討課題

以上の結果をまとめると、空間イメージ能力による理科と数学の学習への影響は、客観的な学業達成を介さない動機づけ変数への影響経路があると考えられ、むしろ学業達成よりも動機づけ変数に対する影響が顕著であると考えられる。このことを明らかにした研究 1 と研究 2 によって、本研究の目的は達成したと判断する。以降では目的 2、目的 3 に対する検討を行うが、研究 1 と研究 2 で得られた結果を考慮し、以降では学業達成よりも動機づけ変数に注目する。

今後理科教育学として基礎的研究の先行研究、および研究 1、研究 2 の結果を基に、実践を見据えた研究を行うことを考えると、理科という単一の教科に固有な文脈での検討が浅い。すなわち現段階では、低い空間イメージ能力が、理科のどの領域の学習で影響力が強い、または弱いのか、いつから空間イメージ能力による理科学習への影響力が出現するのか、空間イメージ能力が理科の動機づけを規定する変数だとして、それによるネガティブ

な影響を緩衝する教育的手立てはあるのかなどの問題について明らかでない。

また、研究 1、研究 2 では空間イメージ能力に着目した先行研究で十分に検討されてこなかった教科間の比較と影響メカニズムに注目したため、物体イメージ能力については検討していない。そのため、研究 3 以降では物体イメージ能力にも注目し、その影響力を探索的に検討する。

第 5 章 【研究 3】

心的イメージ能力が理科 4 領域の動機づけに及ぼす影響の検討

第1節 問題と目的

本研究の目的は、理科 4 領域における心的イメージ能力による動機づけに対する影響力の差異を検討することである。この目的は本論文の目的 2 に該当するものであり、心理学領域で検討されてきた基礎的研究の成果を理科教育学に橋渡しすることを目指すものである。また、教育的支援につながる示唆を得るために、低い心的イメージ能力を持つ子どもであっても動機づけを維持できるような緩衝効果を持つ心理変数の同定を目指す。

第 1 章でも述べたように、理科 4 領域で要求される心的イメージ処理の質が異なる可能性がある。物理領域では力、磁力線などの学習でベクトル情報を取り扱う。2 次元平面上のベクトルの適切な処理には空間性ワーキングメモリの容量の制約を受けることが知られており (e.g., Kozhevnikov et al., 2007)、空間イメージ能力による影響力が検出されるものと推測できる。その反面、物理領域の問題で知覚的情報量に富む鮮明な心的イメージの活用が求められる場面は想定しづらい。化学分野では、分子の立体構造やそれに基づく化学的性質の推論などには空間的なイメージを生成し、それに基づく思考が要求される (e.g., Wu & Shah, 2004)。しかし、中学校理科では分子の立体構造を扱わず、単純な粒子モデルで水溶液、状態変化、化学反応（分解、化合）と質量の変化、イオンなど、多くの現象を可視化し説明する（文部科学省，2017a）。そのため、空間イメージ能力が低い水準であったとしても中学校理科における化学領域の学習で困難を経験するかは不透明である。また、こうした粒子モデルでは直接視認できない微視的な現象に関するイメージを生成する必要があることから、物体イメージ能力による影響力が検出される可能性がある。生物領域では、中学校段階ではベクトル処理や立体構造を扱わないことから、空間的に視覚的表象を操作するような動的な処理が要求される場面は少ないと考えられる。その反面、動物細胞や植物細胞、人体の器官、植物の茎や葉の断面など、視覚的表象とその名称や説明などの言語的表象を統合する二重符号化による学習が有効であるかもしれない。鮮明な心的イメージは長期記憶課題の遂行成績に貢献することから (e.g., McKelvie, 1995)、これまでの先行研究とは異なり空間イメージ能力よりもむしろ物体イメージ能力による影響が大きい可能性がある。地学領域では先行研究によって天文分野における子どもの空間的な認識状態が扱われてきたことから (e.g., 岡田・松浦, 2014)、空間イメージ能力による影響がある

ものと考えられる。それと同時に実証研究ではないものの地球科学における物体イメージ能力の重要性も指摘されていることから (Kastens, 2010), その影響力も検出される可能性がある。

理科のどの学習領域を扱う際に、どのような特性を持つ学習者が困難を経験しやすいかが明らかでない以上、学習指導に教育的支援の方策を組み込むことが難しい。研究 3 では理科 4 領域の文脈を重視して、物体イメージ能力と空間イメージ能力による影響力を検討し、こうした問題の解決を試みる。

また、研究 1, 研究 2 では動機づけ変数として ASC に着目し、空間イメージ能力による理科と数学に特異的な ASC に対する影響力を確認した。動機づけの期待×価値理論において ASC は、当該課題に対する主観的な成功見込みである期待概念と、当該課題の遂行に対する価値的側面である価値概念の両方を規定すると想定されており、直接学習行動を説明する動機づけ変数は期待概念と価値概念であると考えられている (e.g., Eccles & Wigfield, 1985, 2002; Wigfield & Eccles, 2000)。

空間イメージ能力は理科学習での困難の経験と関連する個人差変数であり、研究 2 では理科と数学の学習の対する個人間自己評価と個人内自己評価の両方への影響力を確認した。理科学習に対する自己評価と期待概念の関連を扱った小松・鈴木 (2017) は、理科の定期テストに対する自己評価と実際の学業達成、および期待概念のうち統制感、能力保有感、努力保有感、教師保有感との有意な相関を確認している。これらを考慮すると、低い空間イメージ能力を持つ子どもは、理科と数学の学習に対し他教科と比較して相対的に困難であると認知しやすく、こうした認知は教科特異的な ASC、すなわち有能感の低下を引き起こしやすい。そして低い有能感は後続の学習に対する成功見込み (期待概念) を低下させるので、実際の行動、例えば進路選択 (e.g., Shea et al., 2001) などを予測するものと考えられる。期待概念のひとつである自己効力 (self-efficacy; Bandura, 1977) においても、その増減を規定する最も強い情報源として遂行行動の達成が想定されており、学習に対する困難の認知は期待概念を低下させるものと考えられる。そこで、本研究ではそれぞれの心的イメージ能力が動機づけに及ぼす影響について精緻に捉えるために、期待概念に着目する。

期待概念には様々な下位概念がある。Skinner, Chapman, & Baltes (1988ab) は、期待概念を様々な下位概念に分けて測定できる CAMI (Control, Agency, Means-Ends Interview) を作成しており、それを理科教育用に邦訳した SESSE (Self-Efficacy Scale for Science

Education) も開発されている (鈴木, 1996)。CAMI や SESSE では期待概念を統制感, 手段保有感, 手段の認識の 3 側面から測定できる。本研究では統制感と努力保有感を理科の期待概念の指標として取り上げる。統制感とは, 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, 期待×価値理論における成功期待と近い概念であると考えられる。

手段保有感は, 行為者が目標達成に必要な手段 (努力, 能力, 教師, 運) をどの程度保有しているかに関する期待概念であり, 特に努力保有感は自己効力 (Bandura, 1977) と最も近い概念である (Skinner et al., 1988b)。統制感と努力保有感は, 自己調整学習方略 (梅本・中西, 2010), 熟達志向的な学習目標の設定 (鈴木, 2002), 動機づけ調整方略や学習の持続性 (梅本・田中, 2012) を促進する効果が見出されており, あらゆる適応的な学習行動と関連する期待概念である。

一方で, 理科の文脈において測定される能力保有感は統制感と $r = .72$ (鈴木, 1997), $r = .68, .71$ (小松・鈴木, 2017) の強い相関を示し, 測定範囲の重複が見られる。また, 教師保有感や運保有感は理科の学習内容に対する期待概念でないため, 本研究の目的との関連性は薄いと考えられる。さらに, 手段の認識は「自己」に対する信念でなく, 「一般的に」どのような学習方略が有効であるかを問う概念であり, 学習行動をほとんど説明しないことが示されている (梅本・中西, 2010)。SESSE の短縮版では手段の認識の有効性を吟味した上で質問項目が削除されている (鈴木, 1999)。そこで, 本研究では, 測定変数の有効性と項目数増加に伴う調査対象者への負担を考慮し, 努力保有感以外の手段保有感と手段の認識については扱わない。

本研究では低い心的イメージ能力が理科に対する期待概念に及ぼすネガティブな影響を緩衝できる変数の同定も試みる。心的イメージ能力は理科での困難の経験と関連する変数であるために, 理科 4 領域の期待概念に影響するものと考えられる。しかし, 困難の経験が動機づけに与える効果は, 例えば原因帰属 (Weiner, 1972), 達成目標 (Elliot & Dweck, 1988), 失敗観 (池田・三沢, 2012) などの心理変数によって調整され, 同じつまずきを経験しても動機づけへの影響は一様でない。本研究では, 学習活動中に生じた困難の解釈に関連する変数として, 能力観⁷ に注目する。能力観とは, 自らの能力が努力によって伸長で

⁷ この概念は通常, 「知能観」や「マインドセット」と表現される (Dweck, 2006)。本研究では人間の一般的な知的能力に対する信念ではなく, 理科学習に文脈に限定して使用するため, 「能力観」と表現する。

きるか（拡大的能力観）、固定的で変化しないものとして捉えるか（固定的能力観）に関する信念である（上淵 2004）。

能力観に注目した理由は、先行研究により拡大的能力観はつまずきによる動機づけや自尊心へのネガティブな影響を緩衝することが明らかになっているためである（e.g., Niiya Crocker, & Bartmess, 2004; Wood & Bandura, 1989）。拡大的能力観を持つ個人はつまずきの原因を自らの努力不足に帰属する傾向があり、より一層の努力を投入し、異なる方略を用いた解決が動機づけられ（Dweck & Leggett, 1988; 上淵, 2004）。理科学習の文脈においても同様の緩衝効果があるならば、心的イメージ処理の苦手さによって理科で困難を経験しても、拡大的能力観により動機づけが促進されるために、期待概念へのネガティブな影響は弱い可能性がある。心的イメージ能力による理科の期待概念への影響の機序解明と教育的示唆の導出のため、能力観による調整効果の有無を分析する。

以上の論点をまとめると、本研究で検討するモデルを表すと Figure 9 のようになる。先行研究の知見および研究 1, 研究 2 より、空間イメージ能力は理科学習での困難の経験と関連するために、期待概念を説明する変数であることが予想される（パス A）。しかし、物体イメージ処理特性による影響の有無と（パス B）、それらの影響力（パス A, B の大きさ）が領域によって異なるかは明らかでない。また、拡大的能力観は心的イメージ能力が期待概念に与える影響を緩衝している可能性がある（パス C）。本研究ではこのモデルを検証することによって、理科 4 領域それぞれで困難を経験しやすい子どもの特性を明らかにする。その成果は、これまでの心理学領域で見出されてきた知見を教育的支援につなげるための基礎になると期待できる。

本研究では上記の目的を達成するために理科の期待概念を理科 4 領域それぞれに対して測定する。これまで理科の動機づけ指標を 4 領域別に比較・検討した例は存在するものの（原田ら, 2018）、その数は少ない。そこで、本研究の目的との直接の関連は薄いですが、統制

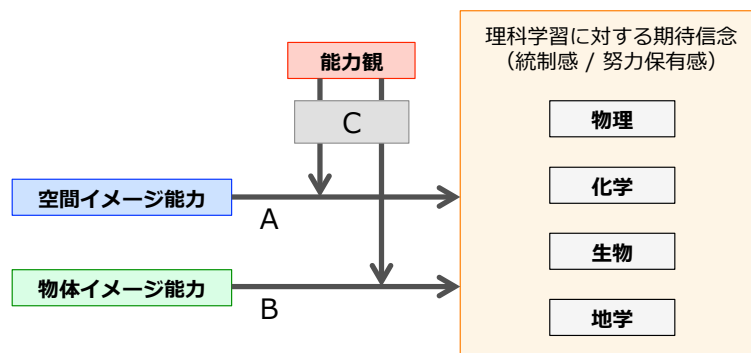


Figure 7. 研究 3 で検討するモデル

感および努力保有感の領域による差もあわせて報告する。

第2節 方法

1. 本研究で使用する心的イメージ能力の指標

本研究では、理科4領域の学習を一通り均一に学習した経験のある子どもを対象にする必要がある。そこで、中学校理科の全範囲を学習しており、かつ高校以降の学習の影響が小さいと考えられる入学直後の高校1年生を調査対象とする。

高校生を対象として研究を行う場合、高校は学力水準が均一な集団であることを考慮しなければならない。研究結果を一般化するためには複数の学力水準の高校を対象にする必要がある。同時に、客観的な空間イメージ能力の指標であるMRTや、物体イメージ能力の指標となるVVIQやQMIなどでは、教示や制限時間などの条件制御を厳密にする必要があり、質問紙による心理尺度の実施と比較して学校現場に負担を強いることも考慮すべきである。そのため、認知課題の実施を含めた調査計画を多くの高校に依頼することは実施上の制約として難しい。

そこで、研究3では心的イメージ能力を質問紙によって測定することとする。個人の物体イメージ処理と空間イメージ処理の使用傾向を測定する心理尺度には、OSIQ (Object-Spatial Imagery Questionnaire; Blajenkova et al., 2006) やVISQ (Visual Imagery Style Questionnaire; 川原・松岡, 2009) がある。これらは主観的な指標であるが、空間イメージ能力の指標であるMRT、PFTや、物体イメージ能力の指標であるVVIQなどとの間に正の相関を確認しており、それぞれの心的イメージ能力を反映する指標である。本研究では日本人を対象に信頼性、妥当性を検証しているVISQを使用する。

2. 予備調査

VISQの妥当性の検証は大学生を対象として検討している。そのため、入学直後の高校1年生にとって意味が不明瞭な質問項目が存在する可能性がある。また、研究3では理科学習の文脈に限定した能力観の測定を行うが、日本の研究で教科に固有の文脈で能力観を測

定した例は見当たらない。そこで本調査に先立ち、質問項目に不明瞭な点がないことを確認するため、高校1年生 71 名を対象に予備調査を実施した。調査ではオリジナルの VISQ（物体イメージ処理特性 12 項目、空間イメージ処理特性 12 項目）と、Hong, Chiu, Dweck, Lin, & Wan (1999) による能力観尺度を参考に、理科 4 領域の文脈に適合するように作成したもの（3 項目×4 領域）を実施した。VISQ および能力観尺度に回答した後に、「意味がわかりにくかった項目はありましたか?」、「具体的にどのようにわかりづらかったか、教えてください」と尋ね、自由記述によって回答を求めた。

自由記述の結果より、オリジナルの VISQ で使用されている項目表現を微修正する必要があると示唆された。また、各領域間の能力観尺度には強い相関があり ($r = .75-.96$)、因子分析（最尤法）を行ったところ、固有値の減衰状況 (3.53, 0.31, 0.13 …) から能力観は理科 4 領域ごとに分化されておらず、「理科の能力観」の 1 因子構造であることが推察された。この予備調査を基礎に、本調査の質問紙を構成した。

3. 研究参加者と手続き

北海道内の公立高校 4 校（高校受験偏差値 40 台 1 校、50 台 2 校、60 台 1 校）の 1 年生 664 名（男子：349 名、女子：314 名、不明：1 名）を対象に質問紙調査を実施した。調査時期は 4 校のうち 3 校が 2016 年 4 月中、残りの 1 校が 5 月第 1 週であった。

調査は、学校長および教科担任（理科）の許可を得た上で実施された。協力者には、質問紙への回答は任意であること、調査は無記名で実施されること、研究以外の目的には使用されないこと、成績には一切関係しないことが説明され、フェイスシートにも明記した。その上で、この質問紙を研究に使用しても良いかを尋ね、同意が得られた者のみ分析に使用した。

4. 測定変数

参加者には以下すべての尺度に対して、「1. まったくあてはまらない」から「4. よくあてはまる」の 4 件法で回答するよう求めた。

（１）心的イメージ能力（物体イメージ能力，空間イメージ能力）

川原・松岡（2009）によって作成された尺度を，作成者の許可を得た上で，予備調査の自由記述を参考に微修正して使用した。本尺度は物体イメージ（12 項目）と空間イメージ（12 項目）の下位尺度からなる。VISQ は作成時に複数の客観的なイメージ課題との相関が確認されており，本尺度への回答には個人の物体および空間イメージ能力が反映されていると考えられる。そのため，本研究では VISQ の両尺度得点を，物体イメージ能力，空間イメージ能力として捉える。

（２）理科４領域に対する期待概念（統制感，努力保有感）

鈴木（1996）によって作成された SESSE のうち統制感と努力保有感の下位尺度を，理科４領域の文脈に適合するように修正して使用した。統制感の項目は「わたしは物理で良い成績を取ろうと思えば，良い成績を取ることができます」など４項目であった。努力保有感の項目は「物理の学習をすると決めたら，わたしはすごく頑張ることができます」など３項目であった。理科４分野それぞれに対して実施したため，項目数は合計 28 項目であった。

中学校理科では，学習指導要領上では４領域を意識した構成となっているものの，科目として物理，化学，生物，地学に別れていないため，子どもにとってどの学習内容がそれぞれの領域に該当するかわかりづらい可能性がある。そこで，それぞれの分野の質問項目に回答する前に，中学校理科のどの内容が該当するかを単元名とキーワードを提示して説明し，調査用紙にも明記した（Table 7）。説明される学習内容に偏りがないよう，当該分野の内容を網羅するように記載した。

（３）理科の能力観

Hong et al.（1999）による尺度と予備調査の結果を参考に，理科学習の文脈に適合するように作成された。先行研究では “*intelligence*” に該当する訳として，「才能」（及川，2005）や「知能」（藤井・上淵，2010）が当てられているが，本研究では「頭の良さ」という表現を用いた。また項目表現は，領域固有な能力観を測定した先行研究の表現を参考にした（e.g.,

Table 7. 調査用紙に記載された理科 4 領域に該当する学習単元とキーワード

分野	単元名	キーワード
物理分野 (エネルギー)	身近な物理現象	光, 音, 力, 圧力, 水圧, 浮力
	電流とその利用	回路の性質, オームの法則, 電力と熱量, 陰極線, 磁界
	運動とエネルギー	力のつり合い, 作用反作用, 仕事, 位置エネルギー, 運動エネルギー
化学分野 (粒子)	身の回りの物質	有機物と無機物, 密度, 水溶液, 気体の性質
	化学変化と原子・分子	原子・分子の性質, 化学反応式, 定比例の法則, 質量保存の法則
	化学変化とイオン	陽イオンと陰イオン, 電気分解, 化学電池, 酸・アルカリ, 中和
生物分野 (生命)	植物の生活と種類	植物の分類, 植物の体のつくり, 光合成, 蒸散
	動物の生活と生物の変遷	動物の分類, 細胞, 呼吸, 循環, 消化, 進化
	生命の連続性	細胞分裂, 有性生殖と無性生殖, メンデル, 遺伝, 優性の法則
地学分野 (地球)	大地の成り立ちと変化	地震, 火山, 岩石, 鉱物, 地層, 災害対策
	気象とその変化	気象観測, 気団, 高気圧と低気圧, 雲のでき方, 前線, 湿度
	地球と宇宙	日周運動, 年周運動, 季節による星座の見え方と方角, 太陽, 月, 金星

Burkley, Curtis, & Hatvany, 2017)。使用した項目は「わたしは、理科に関して一定の頭の良さをもって生まれてきたので、それをを変えることは実際にはできない」、「私の中で、理科の頭の良さはほとんど変えることのできないものだと思う」、「新しいことを学ぶことはできても、基本的な理科の頭の良さは変えられない」の3項目であった。本尺度の得点が高いほど固定的能力観、低いほど拡大的能力観を意味する。

第3節 結果

分析には不備がなく，研究使用の同意が得られた 622 名分（男子：315 名，女子 307 名）を使用した。

1. VISQ の因子分析結果

VISQ の全 24 項目に対し，探索的因子分析を行った（最尤法・プロマックス回転）。固有値の減衰状況（4.67, 4.06, 2.05, 1.39 …）から 2 因子解が妥当と考えられた。Table 8 に因子分析の結果を示す。第 1 因子，第 2 因子ともに，原尺度と同じ項目群から構成された。因子負荷量が .35 を下回る項目はなく，また直交回転を実施している川原・松岡（2009）と同様に，因子間相関はほぼ無相関と解釈できる水準であった。そのため，オリジナルの因子構造が再現されたと判断し，第 1 因子を空間イメージ能力，第 2 因子を物体イメージ能力と命名した。

2. 各測定変数の基本統計量と内的整合性，相関分析

各変数の基本統計量と信頼性，および相関係数を Table 9 に示す。各尺度の α 係数はおおむね満足できる水準であった。

統制感および努力保有感における，領域による差異を検討するため分散分析を行った。その結果，統制感，努力保有感ともに分野による差が有意であった（統制感： $F(3, 1863) = 139.58, p < .001, \eta_p^2 = .18$ ，努力保有感： $F(3, 1863) = 45.74, p < .001, \eta_p^2 = .07$ ）。多重比較（Holm 法）の結果，統制感，努力保有感ともに，物理領域は他のどの分野よりも低く（統制感： $ts(621) = 6.55—16.84, ps < .001, ds = 0.22—0.67$ ，努力保有感： $ts(621) = 5.63—10.85, ps < .001, ds = 0.19—0.37$ ），生物領域は最も高かった（統制感： $ts(621) = 13.20—16.84, ps < .001, ds = 0.43—0.67$ ，努力保有感： $ts(621) = 5.08—10.85, ps < .001, ds = 0.16—0.37$ ）。

Table 8. VISQ の因子分析結果（最尤法・プロマックス回転）

項目	F1	F2	h^2
F1: 空間イメージ能力			
14 立体の2次元平面図や建物の設計図を描くのは、得意な方だと思う	.78	.08	.63
16 3次元的な立体図形を描くのが得意である	.76	.08	.59
10 わたしは、建物の見取り図や平面図を描くことが得意である	.75	.04	.58
4 頭の中で立体の図形を簡単にイメージしたり、回転させたりすることができる	.62	.12	.41
24 ルービックキューブやパズルのような空間的なゲームが得意である	.55	.02	.30
18 言葉で目的地までの行き方を教えてもらえば、目的地までの正しい道筋がわかる	.47	-.08	.22
2 わたしは、知らないところに行っても東西南北をあまり間違えない	.46	-.05	.21
12 散歩して右折や左折を繰り返して目的地に着くと、帰り道はどこでどう曲がったらよいかわからなくなる（※）	.42	-.17	.19
8 わたしは、感覚的に北がどちらかわかる	.41	.00	.17
20 道を曲がるところでいちいち目印を確認しなくても目的地にいける	.41	-.08	.17
22 カラフルな絵や写真の多い本よりも、グラフや表、モデルの多い本の方が好きである	.39	-.04	.15
6 ホテルや旅館の部屋に入ると、その部屋がどちらの向きの部屋になっているのかわからなくなる（※）	.36	-.19	.15
F2: 物体イメージ能力			
5 日常生活の中で、いつも映像的なイメージが浮かんでいる	.01	.64	.44
13 考え事をするとき、絵や映像的なイメージをよく思い浮かべる	-.04	.62	.38
3 ラジオのアナウンサーやDJが話しているのを聞いているとき、いつもその情景や様子を具体的に思い浮かべている自分に気づく	-.11	.61	.36
19 わたしは、写真のように鮮明な記憶を持っている	-.06	.55	.30
9 人の体験談を聞いているとき、わたしはときどきその状況を生き生きと想像している自分に気づくことがある	.01	.55	.31
15 わたしのイメージは非常にカラフルで、鮮やかである	-.07	.55	.30
1 わたしは、映像的なイメージを思い浮かべながら本を読むことが多い	-.10	.51	.26
17 想起したイメージがあまりに鮮明なため、それを無視することが難しいときがある	.01	.50	.25
7 わたしは、目を閉じると過去に経験した光景をかんたんに思い出すことができる	-.03	.48	.23
23 一度目にした絵画や写真、テレビや映画などのイメージが、いつまでも頭の中に残っている	-.02	.48	.22
11 地理や歴史を学ぶ際には、情景のイメージをよく思い浮かべる	.05	.45	.21
21 私が思い浮かべる視覚的なイメージは、実際に見たことのある物の大きさ、形、色とほとんど同じである	.08	.43	.20
因子間相関		.11	

また、化学と地学領域の間に有意な差はなかった（統制感： $t(621) = 0.43$, *n.s.*, 努力保有感： $t(621) = 0.75$, *n.s.*）。

相関分析の結果、空間イメージ能力はすべての領域の統制感および努力保有感と正の相関があった。とりわけ物理領域の統制感との間に強い相関があった（ $r = .54$, $p < .001$ ）。一方、物体イメージ能力と統制感、努力保有感との間には弱い正の相関があった。領域ごとに比較すると、生物領域の統制感と比較的強い相関があり（ $r = .38$, $p < .001$ ）、物理領域とは相関がなかった（ $r = .06$, *n.s.*）。

能力観は、理科4領域の期待概念と無相関か弱い負の相関があった。領域ごとに相関係数の値を比較すると物理において相関があると解釈される水準であった。

Table 9. 各測定変数の基本統計量と内的整合性, 相関分析

	基本統計量			相関分析									
	Mean	SD	α	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
VISQ													
1 空間	2.10	(0.51)	.84	–									
2 物体	2.68	(0.47)	.83	.05	–								
統制感													
3 物理	2.33	(0.64)	.81	.54***	.06	–							
4 化学	2.48	(0.65)	.83	.36***	.14***	.73***	–						
5 生物	2.75	(0.63)	.84	.14***	.38***	.51***	.68***	–					
6 地学	2.47	(0.62)	.82	.36***	.20***	.64***	.70***	.67***	–				
努力保有感													
7 物理	2.92	(0.58)	.68	.26***	.14***	.49***	.47***	.41***	.43***	–			
8 化学	3.03	(0.60)	.76	.17***	.18***	.36***	.55***	.44***	.38***	.72***	–		
9 生物	3.14	(0.61)	.82	.09*	.30***	.27***	.40***	.58***	.37***	.64***	.68***	–	
10 地学	3.05	(0.58)	.78	.17***	.23***	.32***	.39***	.43***	.53***	.68***	.69***	.69***	–
11 能力観	2.15	(0.71)	.86	-.07	.10*	-.28***	-.15***	-.05	-.10*	-.20***	-.15***	-.08*	-.14***

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

空間イメージ能力を「空間」、物体イメージ能力を「物体」と省略して表記している。

3. 空間イメージ能力が理科4領域の統制感, 努力保有感に及ぼす影響

心的イメージ能力による理科の期待概念への影響を検討するため, 各期待概念を従属変数とした階層的重回帰分析を行った。分析の Step 1 では各イメージ能力を, Step 2 では能力観を説明変数として投入した。さらに Step 3 では, 各イメージ処理特性と能力観の交互作用項を投入した。なお交互作用項は Aiken & West (1991) に従い, 各変数の偏差を取った上で作成した。

各領域の統制感を従属変数とした分析によって得られた, 標準偏回帰係数 (β), 決定係数 (R^2) および決定係数の増分 (ΔR^2) の結果を Table 10 に示した。物理領域および化学領域では Step 3 の交互作用モデルにおける ΔR^2 が有意であり, 生物領域と地学領域では, Step 2 までの主効果モデルにおける ΔR^2 が有意であった。以降の分析では各領域における有意であった最終モデルを解釈した。

全体として, 空間イメージ能力はすべての領域に対して正の影響があり, 物体イメージ能力は物理領域以外に対して正の影響があった。また, 能力観はすべての領域に対し影響があり, 拡大的能力観をもつ子どもほど, 統制感が高い傾向であった。

Table 10. 心的イメージ能力が理科 4 領域の統制感に及ぼす影響

	物理			化学			生物			地学		
	Step1	Step2	Step3	Step1	Step2	Step3	Step1	Step2	Step3	Step1	Step2	Step3
Step 1												
空間	.54 ***	.52 ***	.50 ***	.35 ***	.34 ***	.33 ***	.13 **	.12 **	.12 **	.36 ***	.35 ***	.35 ***
物体	.03	.06	.08 *	.12 **	.13 ***	.15 ***	.37 ***	.38 ***	.38 ***	.18 ***	.19 ***	.19 ***
Step2												
能力観		-.25 ***	-.22 ***		-.14 ***	-.13 **		-.08 *	-.09 *		-.09 *	-.10 *
Step3												
空間×能力観			.13 ***			.09 *			.00			.00
物体×能力観			-.04			-.02			.03			.03
R^2	.30 ***	.36 ***	.37 ***	.14 ***	.16 ***	.17 ***	.16 ***	.16 ***	.17 ***	.17 ***	.17 ***	.18 ***
ΔR^2	.30 ***	.06 ***	.02 ***	.14 ***	.02 ***	.01 *	.16 ***	.01 *	.00	.17 ***	.01 *	.00

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

物理領域では、これらの説明変数から全分散の 37%が説明された。空間イメージ能力と能力観の交互作用が有意であったため、Aiken & West (1991) による単純傾斜分析を行った (Figure 8 左)。その結果、固定的能力観 (平均値+1SD) の場合も ($\beta = .61, b = 0.77, SE b = 0.05, p < .001$)、拡大的能力観 (平均値-1SD) の場合も ($\beta = .39, b = 0.49, SE b = 0.06, p < .001$)、空間イメージ能力が低いほど物理に対する統制感は低かった。ただし、回帰直線の傾きの傾向は異なっており、拡大的能力観による緩衝効果がみられた。

化学領域では、これらの説明変数から全分散の 17%が説明された。空間イメージ処理能力と能力観の交互作用が有意であったため、単純傾斜検定を行った (Figure 8 右)。その結果、物理領域と同様に固定的能力観の場合も ($\beta = .41, b = 0.53, SE b = 0.06, p < .001$)、拡大的能力観の場合も ($\beta = .25, b = 0.32, SE b = 0.07, p < .001$)、空間イメージ能力が低いほ

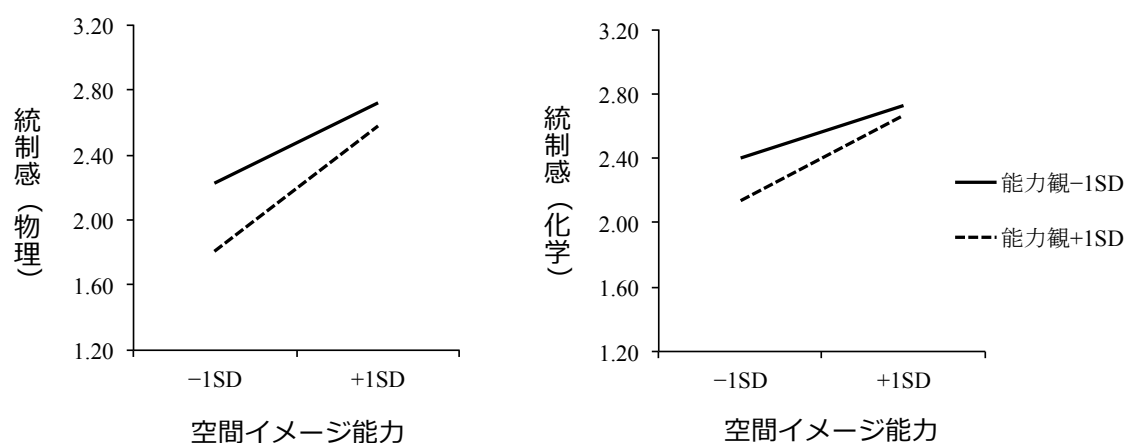


Figure 8. 空間イメージ能力による統制感への影響と能力観による調整効果

ど化学領域に対する統制感は低いが、拡大的能力観による緩衝効果がみられた。

生物領域では全分散の 16%が説明され、特に物体イメージ能力からの影響を受けていた。地学領域では全分散の 17%が説明され、特に空間イメージ能力の影響を受けていた。いずれも能力観の影響を受け、拡大的能力観をもつ生徒ほど統制感が高かったが、イメージ処理特性との交互作用は有意でなかった。

各領域に対する努力保有感を従属変数とした分析によって得られた結果を Table 11 に示した。全ての領域で Step 2 の主効果モデルにおける ΔR^2 が有意であり、いずれも交互作用は有意でなかった。説明率は全分散の 8%—12%であり、総じて統制感を従属変数とした分析よりも小さい値であった。

Table 11. 心的イメージ能力が理科 4 領域の努力保有感に及ぼす影響

	物理			化学			生物			地学		
	Step1	Step2	Step3	Step1	Step2	Step3	Step1	Step2	Step3	Step1	Step2	Step3
Step 1												
空間	.26 ***	.24 ***	.24 ***	.16 ***	.15 ***	.15 ***	.08 *	.07	.08 *	.16 ***	.15 ***	.14 ***
物体	.13 **	.15 ***	.16 ***	.17 ***	.19 ***	.19 ***	.30 ***	.31 ***	.30 ***	.22 ***	.24 ***	.24 ***
Step2												
能力観		-.19 ***	-.19 ***		-.16 ***	-.15 ***		-.11 **	-.12 **		-.15 ***	-.15 ***
Step3												
空間×能力観			.02			.01			-.04			-.03
物体×能力観			-.01			-.02			.03			-.05
R^2	.09 ***	.12 ***	.12 ***	.06 ***	.08 ***	.08 ***	.10 ***	.11 ***	.11 ***	.08 ***	.10 ***	.10 ***
ΔR^2	.09 ***	.04 ***	.00	.06 ***	.02 ***	.00	.10 ***	.01 **	.00	.08 ***	.02 ***	.00

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

第4節 考察

本研究の目的は、理科4領域における心的イメージ能力による動機づけに対する影響力の差異を検討することであった。また同時に、教育的支援につながる示唆を得るために、低い心的イメージ能力を持つ子どもであっても動機づけを維持できるような緩衝効果を持つ心理変数の同定も目的としていた。これらの目的を達成するため本研究では、心的イメージ能力が理科の期待概念に影響を及ぼし、能力観はその影響を緩衝する変数であるとする仮説モデルを設定し（Figure 7）、その検証を行った。以下ではそれぞれの目的に対する考察を行う。

1. 心的イメージ能力による理科4領域の期待概念への影響

分析の結果、物理領域、化学領域の統制感で仮説モデルと整合する結果が得られた。また能力観による緩衝効果はなかったが、生物領域、地学領域においても心的イメージ能力による影響が認められ、すべての領域において努力保有感よりも統制感に対して大きな説明率が得られた。この結果は、心的イメージ能力の個人差は理科に対する期待概念に影響するが、「努力ができそう」か否かの査定ではなく、「成功できる見込みがあるか」か否かの査定に影響することを示唆している。そのため以下では、心的イメージ能力が統制感に及ぼす影響について考察する。

物理領域、化学領域の学習において、低い空間イメージ能力を持つ子どもは、統制感が低下しやすく、さらに努力によって能力は変わらないと信じている場合、より「自分には物理（化学）の学習はできない」と認識されやすいことが明らかになった。特に物理領域では他の領域よりも相対的に大きな説明率（ $R^2 = .37$ ）が得られており、物理領域に対する統制感が低下しやすい子どもの特徴の一端を明らかにできたものと思われる。物理領域は他領域よりも動機づけが低くなりやすい傾向があることから（e.g., 原田ら, 2018; 川村, 1996）、そのメカニズムについての知見を提供する意義は大きいと考える。

標準化偏回帰係数の値を参照すると生物領域では小さい値であったものの、生物領域と

地学領域の統制感においても、空間イメージ能力による有意な主効果があった。この結果は先行研究の知見、および研究 1、研究 2 で示した結果と一致する。本研究は、空間イメージ能力の個人差による動機づけへの影響がとりわけ物理領域で強く、また生物領域で弱いことを見出し、先行研究の知見を補強した点において、今後の理科教育学の研究の基礎となる成果を提出したといえる。

生物領域の統制感は物体イメージ能力から強く影響を受けていた。その理由として、生物領域では学習対象の視覚的情報を長期記憶に固定することが学業達成に有効であるためであることが考えられる。例えば、植物細胞のつくりを学習する場合、細胞の構造を示す図の視覚的情報と名称を一致させて記憶することが求められるのに対し、イメージの動的な操作が要求される場面は少ない。それに対して物理分野では、教科書に描かれている図の視覚的情報をそのまま記憶しても理解したとはみなされない。こうした点で、生物領域では他領域よりも二重符号化による学習が特に有効であると推測できる。物体イメージ処理特性の強い個人は鮮明なイメージを持ち(川原・松岡, 2009; Kozhevnikov et al., 2005), 鮮明なイメージは長期記憶成績を高めるため(菱谷, 1982), 生物領域の学習に対して有利であると考えられる。

2. 能力観による調整効果

本研究では研究 1、研究 2 の結果を受け、低い心的イメージ能力が理科学習の中で困難を誘発し、またその困難に対する自己評価を媒介することで教科特異的な動機づけを低下させる傾向があると仮定した。その上で、動機づけへの影響を緩衝できる変数の同定を目指し能力観に着目し、心的イメージ能力との交互作用を検討した。

分析の結果、物理領域と化学領域の統制感に対して、有意な調整効果が認められた。単純傾斜分析の結果、低い空間イメージ能力を持つ子どもであっても、拡大的能力観を保持していればある程度高い統制感が保持される傾向が見出された。この結果は、当初の仮説を支持するものといえ、能力観は空間イメージ能力による動機づけへの影響を緩衝できる心理変数であるといえる。

能力観が空間イメージ能力による統制感への影響を緩衝するメカニズムは、以下のよう
に考えられる。低い空間イメージ能力を持つ子どもは理科学習に対して他教科と比較する

と困難を感じる傾向がある。固定的能力観を持つ子どもは、理科の能力、すなわち理科学習を成功裏に進めるための「頭の良さ」は努力によって伸長するものではなく、すでに備わっている素質であると考えている。そのような子どもは理科学習に困難を感じると、困難の原因を自らの能力不足に帰属しやすいと推察される。安定的な要因である能力への原因帰属は課題遂行に対する期待を著しく低下させるので (e.g., Weiner, 1972), 固定的能力観において空間イメージ能力による統制感への影響が強く検出されたものと考えられる。一方、拡大的能力観を持つ子どもにとって、一時的な困難の経験は他の方略による学習やさらなる努力を動機づけるため (Dweck & Leggett, 1988; 上淵, 2004), 低い空間イメージ能力が統制感を低下させる効果は小さかったと推測される。

しかしながら、単純傾斜分析の結果、緩衝効果はあったものの、拡大的能力観においても空間イメージ能力による統制感への影響力が有意であったことは留意すべきである。つまり、拡大的能力観を持っていたとしても、低い空間イメージ能力を持つ子どもが物理領域と化学領域の統制感が低減しやすい傾向があることは変わらない。拡大的能力観さえ持たせることができれば、理科教育学としてすべてが解決するというわけではないことに注意が必要である。

3. 本研究の成果と残された検討課題

本研究の結果、空間イメージ能力の影響は物理領域で強く、また生物領域で弱いことが明らかになった。そのため、低い空間イメージ能力を持つ子どもの困難を解消させる教育的支援は物理領域で重要であることが見出された。また、物体イメージ能力による影響は生物領域で強かった。この物体イメージ能力に関する報告はこれまでになく、本研究の結果新たに理科学習を促進する変数が同定されたといえる。

これらの結果より、本論文の目的 2 であった「心的イメージ能力による学業達成、動機づけへの影響が理科 4 領域で異なるのか、その差異の有無を検討すること」について、動機づけへの影響の領域差についておおむね達成できたと考えられる。

しかし、本研究において学業達成への影響は確認していない。研究 1 と研究 2 によって空間イメージ能力による理科学習への影響は学業達成よりも動機づけに対して顕著であることが見出されたものの、心的イメージ能力による学業達成への影響に領域間の差異があ

るかどうか，十分に検討されていない。このことを考慮し，以降の研究では主として本論文の目的 3 を解決するための検討を行うが，心的イメージ能力による学業達成への影響の領域差についても扱い，本研究の結果と統合して目的 2 に対する解を導出する。

第6章 【研究4】

心的イメージ能力が理科の学業達成，動機づけに影響する プロセスモデルと学年差

第1節 問題と目的

本研究では、本論文の目的 3 である、心的イメージ能力が理科の学業達成と動機づけに影響を持ち始める時期と学習単元の同定を目指した研究を行う。具体的には、心的イメージ能力が理科の学業達成や動機づけに影響を及ぼす時期の範囲を絞り込むため、中学校 3 年生と入学直後の中学校 1 年生を比較する横断的研究を行う。同時に中学校 3 年生において心的イメージ能力による学業達成、動機づけへの影響経路についてプロセスモデルを設定し、これを検証する。

これらの学年を選択したのは以下の理由である。まず、中学校 3 年生を選択した理由を述べる。研究 1、研究 2 では中学校 3 年生、研究 3 では入学直後の高校 1 年生を対象として研究を行い、空間イメージ能力による学業達成、ASC、統制感への影響を検出した。この結果は先行研究と一致する知見であり、かつ本論文中においても結果の再現性を確認できているといえる。入学直後の中学校 1 年生を対象とする理由は、小学校から中学校に移行するタイミングで、学習指導要領によって定められる目標が変化することで（文部科学省、2017ab）、学習内容が質的に変化してより抽象化し、心的イメージ能力による影響力が検出される可能性があると考えられるためである。また、中学校に入学してからの 1 年間で、理科を嫌いになる傾向があり、その背景には物理領域の学習内容に対する統制感の低下が関与している（原田ら、2018）。研究 3 によって空間イメージ能力による物理領域の統制感への影響を確認したことから、空間イメージ能力の個人差が中学校 1 年生における統制感の低下に関与している可能性が考えられる。入学直後の中学校 1 年生を対象とした場合、得られる結果は小学校理科の内容が反映されと考えられることから、空間イメージ能力による影響は検出されない可能性がある。もし中学校 3 年生において空間イメージ能力による学業達成、動機づけへの影響が認められ、かつ入学直後の中学校 1 年生では検出されなかった場合、その影響力は中学校理科のどこかのタイミングより出現すると結論づけられる。このように、中学校 3 年生と入学直後の中学校 1 年生を対象とすると、空間イメージ能力による理科学習への影響力が出現する時期を絞り込むことが可能になり、同時に理科教育学が古くから問題としてきた中学校での動機づけ低下のメカニズムの一端を明らかにできることが期待される。そのため、本研究では各測定変数間の相関関係を中学校 3

年生と入学直後の1年生で比較する。

中学校3年生では、先行研究とこれまでの研究より、空間イメージ能力による学業達成および統制感に対する影響を検出できると予想される。そこで、本研究では中学校3年生において心的イメージ能力が理科の学業達成と動機づけに及ぼす影響を詳細に検討するため、プロセスモデルを設定しその検証を行う（Figure 9）。

研究1より、空間イメージ能力は理科の学業達成に影響すると考えられる（パスA）。動機づけ理論より（e.g., 期待×価値理論; Wigfield & Eccles, 2000, 自己効力; Bandura, 1977, 原因帰属理論; Weiner, 1972, 学習性無力感; Abramson, Seligman, & Teasdale, 1978), 過去の達成経験や学業達成のフィードバックは後続の動機づけを（パスB, パスC), とりわけ期待概念を規定するだろう（パスB>パスC）。研究1, 研究2より、空間イメージ能力による学業達成を介さない動機づけへの影響経路があると考えられることから、学業達成による影響を統制した上でも直接効果が検出されるだろう（パスD, パスE）。低い空間イメージ能力は理科学習での困難を誘発する要因であるとした本研究における仮定より、空間イメージ能力による動機づけへの影響は価値概念よりも期待概念の方が大きいだろう（パスD>パスE）。ここまで述べた仮説のいずれかが支持されなかった場合、これまで本論文で検討してきた結果が再現できない可能性、もしくは本研究で検討してきた理論的背景が成り立たない可能性を考慮する必要がある。

物体イメージ能力による影響について、研究3では生物領域で顕著であるが、あらゆる領域の統制感で認められたことから、これが再現性のある知見であれば本研究においても検出されるだろう（パスG）。しかし、研究3では学業達成（パスF）や興味価値（パスH）に対する影響力を確認していないため、探索的に検討する。

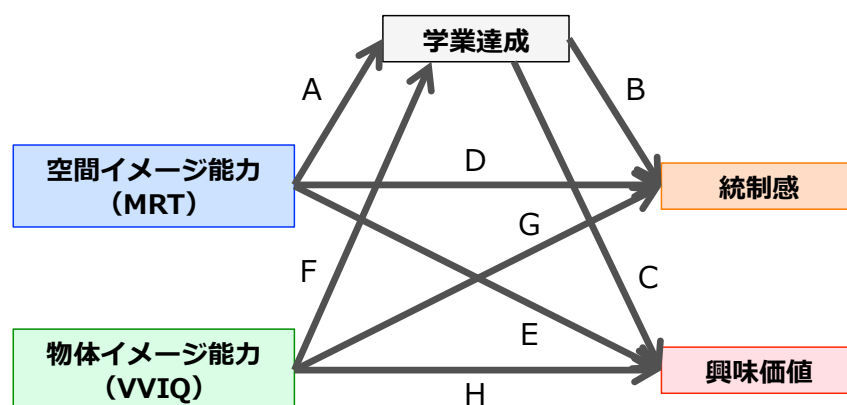


Figure 9. 心的イメージ能力が理科の学業達成、動機づけに影響するプロセスモデル

第2節 方法

1. 研究参加者と実施時期

北海道内の公立中学校2校の中学校3年生（以下、中3；全体174名、男子99名、女子75名）と、公立中学校1校の中学校1年生（以下、中1；全体108名、男子44名、女子64名）を分析対象とした。

中3を対象とした測定は夏休み明けの2017年9月に実施した。中1を対象とした測定は入学直後である2017年4月に実施した。

2. 測定変数

（1）学業達成（テスト得点）

中1は入学直後であり、学業成績の指標がないため、中3のみ取得した。2018年8月末に実施した学力テストの得点を学業成績の指標とした（60点満点）。このテストは多くの中学校で実施されるテストであり、主に進路指導の資料に活用される。出題範囲は既習内容全般であり、理科4領域の偏りはなかった。

（2）理科の動機づけ（統制感、興味価値）

本研究では動機づけを期待×価値理論（Eccles & Wigfield, 1995, 2002）から捉え、期待概念の指標として統制感、価値概念の指標として興味価値を測定した。

統制感は、理科学習における成功の見込みを指す概念であり、鈴木（1996）によって作成された下位尺度を使用した。使用した項目は「わたしは理科の勉強で、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」など4項目であった。

興味価値は、理科の学習から得られる楽しさ、面白さを指す概念であり、解良・中谷（2014）によって作成された下位尺度を使用した。使用した項目は「理科の勉強の内容は、面白い

とします」など4項目であった。

両尺度とも回答は5件法（「1. まったくあてはまらない」—「5. よくあてはまる」）で求めた。分析には各項目の合計値を項目数で除した平均値を使用した。

（３）心的イメージ能力（物体イメージ能力，空間イメージ能力）

Vividness of Visual Imagery Questionnaire (VVIQ)

Marks (1973) によって作成された VVIQ の日本語版（菱谷，2005）を使用した。この質問紙は心的イメージ能力のうち鮮明性を測定するものであり，物体イメージ能力を反映する。VVIQ は得点が低いほど鮮明性が高いように得点化されるが，解釈が容易になるよう，得点が高いほど心的イメージの鮮明性が高いことを意味するよう，得点を反転させた（得点幅：16—80）。

Mental Rotation Test (MRT)

Vandenberg & Kuse (1978) による MRT を実施した（得点幅：0—20）。

（４）手続き

本研究を遂行するにあたって，対象となる学校の管理職および理科教員の許可を得た。また参加者にも学校の成績に関係しないこと，個人情報取得しないことを説明した。研究協力が得られなかった参加者の調査用紙は中学校内にてシュレッダー処分し，データの入力はず，分析に使用しなかった。

3. 統計的分析

本研究では，ベイズ推定によって得られたパラメータの事後分布を解釈する。平均値差や相関分析には rstan (Version 2.17.3)，構造方程式モデリングには Mplus (Version 8; Muthén & Muthén, 1998-2017) を使用し，マルコフ連鎖モンテカルロ (Markov Chain Monte Carlo; MCMC) 法によるベイズ推定によって事後分布を求めた。反復回数は 20000，

生成チェーン数は 4 とし、反復の前半半分をバーンイン期間とした。収束判断の基準は、**rstan** では **Rhat**, **Mplus** では **Potential Scale Reduction** が 1.05 以下とし、これを満たすことを確認した。事前分布にはデフォルトの無情報分布を使用した。点推定値には事後分布の期待値である EAP (expected a posteriori) 推定値を求め、解釈基準は 95%CI に 0 を含まないこととした。

第3節 結果

1. 心的イメージ能力と理科の学業達成、動機づけとの相関の学年差

Table 12 に基本統計量と信頼性係数、および相関分析の結果を示した。どの変数も信頼性係数は十分であった。

まず、中3と中1の理科の動機づけを比較した（モデルにはそれぞれ平均値 μ_1 , μ_2 , 標準偏差 σ_1 , σ_2 に従う正規分布を用いた）。統制感を比較したところ、小さな効果量で中1の方が高かった ($d = 0.28 [0.04, 0.51]$, $P(d > 0) = .992$)。興味価値は中程度以上の効果量で中1の方が高かった ($d = 0.63 [0.39, 0.87]$, $P(d > 0) > .999$)。両方の動機づけ変数とも、99%以上の確率で中1の方が高いという結果が得られた。

中3における相関分析の結果、VVIQ は理科の興味価値とのみ正の相関があった。一方、MRT はテスト得点、統制感、興味価値と正の相関があった。中1における相関分析の結果、VVIQ は統制感、興味価値の両方と正の相関があった。一方、MRT は興味価値とのみ正の相関があった。

以降のプロセスモデルの分析では、中1に対する分析は行わない。その理由は、相関分析の結果、MRT は統制感と確かな関連が認められず、先行研究や研究1、研究2、研究3

Table 12. 中3と中1の基本統計量と相関分析の結果

	中3			r [95%CI] (P)					中1 (Wave 1)		
	Mean	(SD)	ω	1	2	3	4	5	Mean	(SD)	ω
1 テスト得点	32.34	(14.93)									
2 統制感	3.05	(0.91)	.83	.43 [.30, .55] (> .999)		.40 [.22, .55] (> .999)	.43 [.26, .58] (> .999)	.13 [-.06, .32] (.910)	3.28	(0.73)	.74
3 興味価値	3.38	(0.97)	.93	.20 [.05, .35] (.996)	.38 [.24, .51] (> .999)		.21 [.01, .39] (.979)	.21 [.01, .39] (.981)	3.97	(0.81)	.91
4 VVIQ	56.47	(16.02)	.90	-.14 [-.29, .01] (.035)	.09 [-.06, .24] (.880)	.20 [.05, .34] (.995)		.21 [.02, .39] (.984)	63.71	(12.58)	.93
5 MRT	8.72	(3.80)		.27 [.13, .41] (> .999)	.34 [.20, .47] (> .999)	.23 [.09, .37] (.999)	.03 [-.12, .19] (.659)		7.76	(3.72)	

95%CI は事後分布の両側確信区間を示し、 P は相関係数が正の値である確率を示している。相関係数が負の値である確率は $(1-P)$ によって求められる。

左下対角は中3の、右上対角は中1の相関係数を表す。

中1の Wave 1 とは、次章【研究5】における測定時点を示している。

と整合しない結果が得られているためである。

2. 心的イメージ能力が理科の学業達成、動機づけに影響するプロセスモデル

Figure 9 で示した仮説モデルを基に、中 3 における各測定変数の関連を検討するため SEM による分析を行った。分析結果を Figure 10 に示した。多くの動機づけ理論から導かれた仮説通り、テスト得点は統制感 ($\beta = .39$ [.25, .51], $P(\beta > 0) > .999$), 興味価値 ($\beta = .18$ [.08, .33], $P(\beta > 0) = .992$) の両方に影響する変数であった。

空間イメージ能力の指標である MRT は理科のテスト得点 ($\beta = .27$ [.13, .41], $P(\beta > 0) > .999$), 統制感 ($\beta = .23$ [.09, .36], $P(\beta > 0) > .999$), 興味価値 ($\beta = .17$ [.03, .31], $P(\beta > 0) = .990$) に正の影響を与えていた。

物体イメージ能力の指標である VVIQ は統制感 ($\beta = .14$ [.01, .27], $P(\beta > 0) = .980$), 興味価値 ($\beta = .22$ [.08, .35], $P(\beta > 0) = .999$) に正の影響を与えていた反面、テスト得点に対しては負の影響を与えていた ($\beta = -.15$ [-.29, -.00], $P(\beta > 0) = .022$)。

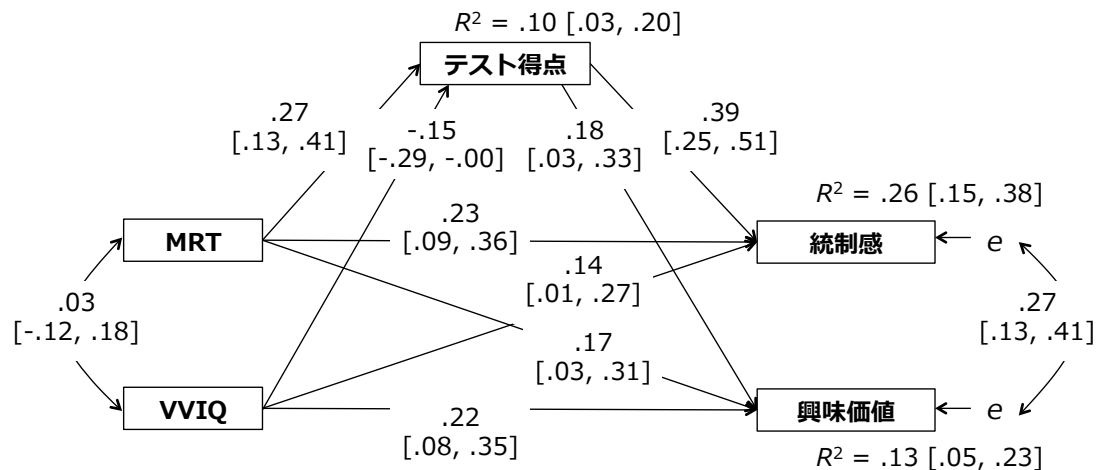


Figure 10. 心的イメージ能力が理科の学業達成、動機づけに影響するプロセスモデル (分析結果)

本モデルは飽和モデルであるため、最尤法では適合度が算出されない。そのため、ベイズ推定による事後予測 p 値 (posterior predictive p-value) を参照した。その結果、 $p = .483$ であった。事後予測 p 値は想定したモデルから予測されるデータと実際のデータの類似性を評価する指標であり、類似性が高いほど 0.500 に近づく。このことから、本モデルは当てはまりが良いと判断できる。

第4節 考察

本研究の主たる目的は、心的イメージ能力が理科の学業達成や動機づけに影響を及ぼす時期の範囲を絞り込むため、中学校3年生と入学直後の中学校1年生を比較することであった。また、同時に中学校3年生において心的イメージ能力による学業達成、動機づけへの影響経路についてのプロセスモデルを検証することであった。以下では、それぞれの目的について考察する。

1. 心的イメージ能力と理科の学業達成、動機づけとの相関の学年差

中3では空間イメージ能力の指標であるMRTと理科の学業達成、統制感、興味価値との間に正の相関が認められた。この結果は、先行研究や研究1、研究2、研究3の結果を追認したものといえ、日本の中学校3年生では空間イメージ能力による理科の学業達成と動機づけへの影響は頑健な現象であると考えられる。

一方、中1では空間イメージ能力と統制感との間に相関が認められなかった。低い空間イメージ能力は理科学習でより多くの困難を経験させる効果を持つと考えられることから、もし小学校理科の学習においてもこの前提が成り立つならば、空間イメージ能力は入学直後に測定された統制感との間に正の相関が検出されるはずであった。しかしこうした相関が確認されなかったことから、小学校理科では空間イメージ能力の個人差による理科学習への影響は、中学校理科に対する影響よりも小さいと考えられる。すなわち、空間イメージ能力の個人差が理科学習に影響を及ぼし始める時期は、中学校入学以降であると考えられる。

また物体イメージ能力の指標であるVVIQは、解釈基準は下回ったものの中3の学業達成と96.5%の確率で負の相関がある傾向であった。その一方で、興味価値とは正の相関があった。中1において、VVIQは統制感、興味価値と正の相関があった。またその相関の様子はMRTよりも強い傾向があった。このことから、小学校理科で要求される心的イメージ処理は空間イメージよりも物体イメージが主である可能性が考えられる。小学校理科は中

学校理科よりも学習内容の抽象度が低く具体的に視認できる現象を取り扱う。また空間的なイメージの操作が求められる場面として、例えば小学校 6 年生の「てこの規則性」がある。この学習単位では「加える力の位置や力の大きさに着目」することを求める（文部科学省，2017b）。このような向きと大きさを持つベクトル情報の心的操作には空間イメージ能力が関与する（Kozhevnikov et al., 2007）。3 年生の「太陽と地面の様子」では、「方位磁針を用いて方位を調べ、東、西、南、北で空間を捉える」ことを扱う（文部科学省，2017b）。しかし、小学校理科ではこうした空間的な心的イメージ処理を求める学習内容は一部である。そのため、空間イメージ能力による学習への影響よりも、鮮明なイメージの生成による二重符号化が小学校理科の学習で有効であると考えられる。

2. 心的イメージ能力が理科の学業達成、動機づけに影響するプロセスモデル

中 3 における各測定変数に対して、心的イメージ能力が理科の学業達成、動機づけに影響するプロセスモデルを検証した。その結果、空間イメージ能力による学業達成、統制感、興味価値への影響については仮説通りの結果が得られた。

具体的には、空間イメージ能力は理科の学業達成を説明していた（Figure 9 のパス A）。学業達成は動機づけを規定し（Figure 9 のパス B, C），その影響は興味価値よりも統制感で強かった（Figure 9 のパス B>パス C）。本研究においても研究 1 と研究 2 より予想された、空間イメージ能力による学業達成を介さない影響経路が認められた（Figure 9 のパス D, E）。空間イメージ能力は理科学習で経験する困難やコストの認知に関連することから、動機づけへの影響は統制感の方が興味価値よりも顕著であるという仮説も支持された（Figure 9 のパス D>パス E）。これらの結果は、本論文で展開してきた空間イメージ能力による理科学習への影響についての知見を追認、補強するものであり、繰り返し再現性を示すことにより知見の頑健性を示すものといえる。すなわち、空間イメージ能力の個人差は理科の学業達成と動機づけに影響するものであり、その教科特異的な影響力は自己評価を媒介するために動機づけ変数において顕著にみられるという、研究 1、研究 2、研究 3 のから導かれた知見を追認するものである。

物体イメージ能力は動機づけ変数に対して正の影響を与えていた。この結果は研究 3 で示した物体イメージ能力による統制感への影響と一致する知見である。そのため、「理科学

習で成功できる」という主観的な成功見込み（統制感）や、「理科学習は面白く、興味がある」という興味価値の獲得には、学習内容を鮮明にイメージできる物体イメージ能力も関与するものと考えられる。

しかし、学業達成の指標であるテスト得点に対して、効果量は小さいものの 97.8%の確率で負の影響を及ぼしているという結果が得られた。この結果は、理科や数学のパフォーマンスに対する物体イメージ能力による負の影響を報告した先行研究（科学モデルに対する不信感；Al-Balushi, 2013；数学の問題解答；Hegarty & Kozhevnikov, 1999；Van Garderen, 2006）を支持する結果である。物体イメージ能力について研究 3 では、とりわけ生物領域の統制感に対して強く影響し、本研究でも動機づけ変数に正の影響を及ぼしていたことから、学習内容の二重符号化を促進する効果がある可能性と考察した。そうであるならば、学業達成に対しても 正の影響を及ぼすと考えられるため、この結果は矛盾するものである。仮に物体イメージ能力には学業達成を促進する効果がなく、それでもなお動機づけ変数を高める効果があるのであれば、記憶定着などの学力の認知的側面への影響ではなく、学習内容を鮮明にイメージできることは学力の情意的領域に対して貢献すると考えられる。

本研究で検討したプロセスモデルは 1 時点の横断データに基づくものである点に注意が必要である。真に変数間の関係性を検討するためには、全時点の同変数の影響を統制した交差遅延効果モデル（cross-lagged effects model）など、縦断データを用いた自己回帰モデルによって分析する必要がある。例えば、学業達成と理科の動機づけは双方向的な影響が想定できることから（小松・鈴木, 2017）、1 時点の横断データに基づいて一方向のパスを検討した本研究の結果は、真値よりも過大評価されている可能性がある。

3. 残された検討課題

本研究の結果、中 3 では空間イメージ能力による統制感への影響を検出したものの、中 1 では相関がなかった。このことから、小学校理科において空間イメージ能力による理科学習への影響は小さく、中学校理科のどこかのタイミングより低い空間イメージ能力を持つ子どもが困難を経験することで学業達成、動機づけが低下する現象が生じると考察された。

次章の研究 5 では、本研究で対象とした中 1 を追跡する縦断的研究を行い、空間イメー

ジ能力が学業達成、動機づけに影響力をもち始める時期と学習単元を同定することを目指す。それにより、理科学習で困難を経験しやすい子どもに対して適切な教育的支援を講ずるべきタイミングが見出され、現場に寄与する知見が導かれると考えられる。

物体イメージ能力と理科の学業達成との相関について、本研究では予想に反して負の相関がみられた。この知見についての先行研究は少なく、頑健な現象であるか明らかでない。

さらに、本研究で検討されたプロセスモデルが縦断データに基づく自己回帰モデルにおいても支持されるかは不透明である。これらの問題について研究 5 で詳細に検討する。

第7章 【研究5】

心的イメージ能力による理科学習への影響に関する縦断的研究

第1節 問題と目的

本研究の目的は、心的イメージ能力が理科の学業達成、動機づけに影響を持ち始める時期と学習単元を同定することである。この目的を達成するため、研究4で対象とした中学校1年生（以下、中1）を追跡した縦断的研究を行う。

縦断的研究を行う利点は上記の目的に対する解答が得られることにとどまらない。1時点の横断データに基づく回帰分析やSEMによる因果モデルの分析では、単純な変数間の相関関係を検討しているに過ぎず、変数間の因果関係は検討できない（e.g., 岡林, 2006）。縦断データを用いることで、変数間の時間的な関係性を検討することができ、因果関係を検討することが可能となる。本論文では、研究1, 研究2で見出された、① 空間イメージ能力は理科の学業達成に影響する、② 空間イメージ能力は学業達成を介さない理科の動機づけ変数への影響経路を持つ、という2つの因果関係について、研究3, 研究4で異なる角度から検討し、それらと矛盾しない結果を確認している。しかし、これまでの本論文でのすべての研究は1時点の横断データに基づいた検討であった。そこで、縦断的にデータを取得する本研究においても、上記の仮定が支持されることを確認することは、変数間の因果関係に言及する上で重要である。また、研究3で心的イメージ能力による理科4領域の統制感への影響力の差異を検討したが、学業達成に対する分析は行っていない。本研究で縦断的に学業達成データを取得することによって、心的イメージ能力が影響力を持つ領域を同定することができ、研究3の知見を補強できると考えられる。

1. 潜在曲線モデルによる理科の動機づけの発達的变化の記述と心的イメージ能力による影響の検討

空間イメージ能力が理科の動機づけ変数に及ぼす影響について、その因果関係を確かめるため、以下のような分析を試みる。まず、時間経過に伴う動機づけ変数の発達的变化を、縦断的研究の分析手法である潜在曲線モデル（latent curve model）によって分析する。潜在曲線モデルは、継時的に反復測定したデータの分析モデルであり、集団全体の発達軌跡

（“切片”と“傾き”の平均値）と発達軌跡の個人差（“切片”と“傾き”の分散）を記述できる（狩野・三浦，2007；宇佐美・荘島，2015）。また，切片と傾きに対する説明変数を想定することで，個人差を説明する要因が検討できる（条件付き潜在曲線モデル）。本研究では理科の動機づけとして統制感，興味価値をパネルデータとして取得し，潜在曲線モデルによる軌跡の記述（Figure 11 左），および条件付き潜在曲線モデルによる心的イメージ能力からの切片，傾きへの影響（Figure 11 右）を検討する。

研究4の結果より，条件付き潜在曲線モデルについて，以下のような仮説が立てられる。空間イメージ能力は中学校理科での困難の経験やコストの認知と関連する変数であることから，中学校における統制感の発達的变化を予測すると考えられるため，統制感の傾きを説明するだろう。一方，物体イメージ能力は小学校理科で特に重要な能力であると考察されたため，統制感の変化量ではなく初期値とのみ関連すると考えられる。すなわち，統制感の切片を説明するだろう。心的イメージ能力による興味価値への影響は，統制感への影響よりも弱いだろう。

さらに，研究4の結果，統制感，興味価値ともに中1よりも中3の方が低い傾向があり，この知見は先行研究（e.g., 原田ら，2018）と整合する結果であることから，中学校理科の動機づけへ低下する傾向があるものと考えられる。このことから，潜在曲線モデルによって求められる傾きの推定値の符号は負であることが予想される。

研究2では理科と数学の学習に対する個人内自己評価に性差が生じるメカニズムとして，

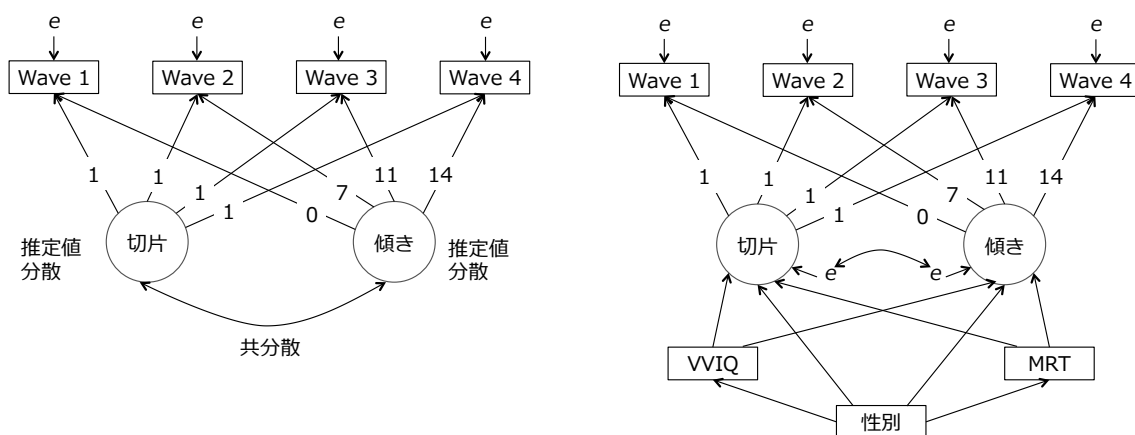


Figure 11. 本研究で検討する動機づけ変数（統制感，興味価値）の潜在曲線モデル（左）と条件付き潜在曲線モデル（右）

母数は測定時点の間隔に応じて決定される。本研究では1ヶ月を1とし，Wave 1の測定時点より約7ヶ月後，11ヶ月後，14ヶ月後であったことから，上記の母数とした。

空間イメージ能力による媒介が認められた。この結果は、女子の方が平均すると空間イメージ能力が低く、そのために理科と数学の学習が他教科よりも困難、あるいは多くの努力を投入する必要があると感じるために、教科特異的な動機づけが低減するものと考察された。もし、この考察が正しいならば、本研究においても性別から統制感への影響は空間イメージ能力によって媒介され、かつ男子を 0、女子を 1 としたダミー変数の場合において、媒介効果の符号は負であると予想される。

2. 自己回帰モデルに基づく測定変数間の因果関係の検討

潜在曲線モデルによる分析では、発達的变化の個人差について分析できる一方、心的イメージ能力が初めて理科の動機づけ変数に影響を持つ時期の同定は難しい。また、学業達成への影響については検討できない。

そこで、研究 4 で検討したプロセスモデルについて、縦断データに基づく自己回帰モデルである交差遅延効果モデルを基礎とした分析を行う。この分析モデルの構築は、潜在曲線モデルに用いた理科の動機づけ変数のパネルデータと、定期テストなどのテスト得点を得ることができれば可能である。それにより学業達成と動機づけの双方向的な関係性を考慮しながら、心的イメージ能力による学業達成、動機づけへの影響力が初めて検出される時期を同定する。

3.1 時点のデータに基づく理科 4 領域に特異的な動機づけに対する影響の検討

前述した条件付き潜在曲線モデルにおいて、心的イメージ能力による動機づけ変数の傾きへの影響を検出し、また自己回帰モデルにおいてある時点の学業達成、動機づけ変数に心的イメージ能力による影響を確認したとしても、その結果をもって心的イメージ能力が理科に特異的な学業達成、動機づけに影響したと断定することはできない。中学校に入學してからの 1 年間では理科の動機づけに限らず、例えば英語の動機づけや（山森，2004）、自尊心（加藤・太田・松下・三井，2018）も同じように低下する。自己に対する信念全般が否定的な方向に変動するのならば、心的イメージ能力による理科の動機づけの傾きに対

する影響を検出したとしても、自尊心や学習全般に対する動機づけの発達的变化に対する影響であるという可能性も否定できない。

この問題を克服するためには、自尊心や学習全般に対する動機づけも縦断的に測定し、心的イメージ能力が理科の動機づけにのみ選択的な影響力を持つことを確認する必要がある。しかし、縦断的研究は 1 人の子どもに対して複数回の反復測定を依頼することから、子どもと学校に大きな負担を強いるコストの高い研究方法である。そのため、研究倫理的な側面から縦断的に取得する変数は最小限に抑えるべきだろう。

そこで、本研究では最後の測定時点の縦断データを取得する時期に、理科に対する動機づけ変数のパネルデータに加えて、理科 4 領域に固有な文脈で統制感と興味価値を測定する。例えば、条件付き潜在曲線モデルにおいて、空間イメージ能力による統制感の傾きへの影響力が認められ、かつ自己回帰モデルにおいて物理領域を学習している時点でのみ空間イメージ能力による統制感への影響が確認されたならば、空間イメージ能力は中 1 の物理領域の学習で経験する困難と関連すると考えられるため、空間イメージ能力は最終時点で測定される物理領域に固有な統制感と、他領域よりも強い相関が認められるはずである。このように、条件付き潜在曲線モデル、自己回帰モデルの分析結果と矛盾しないような、心的イメージ能力と領域固有な動機づけ変数との相関パターンを確認することで、縦断的研究で得られた結果を補強する。この方法では影響力の領域特異性に迫ることができると考えられるため、心的イメージ能力が理科学習に影響力を持ち始める時期と学習単元の同定が可能になると期待される。

第2節 方法

1. 研究参加者と実施時期

研究1の参加者であった中1（全体108名、男子44名、女子64名）を対象とした。実施時期は2017年4月から2018年5月までの期間であった。

2. 測定変数

（1）学業達成（テスト得点）

学業成績の指標として、定期テストの得点（100点満点）を使用した。第1回テストは6月、第2回テストは11月、第3回テストは2月であった。出題範囲は、第1回および第2回は生物領域（単元：「植物の生活と種類」）と化学領域（単元：「身の周りの物質」）、第3回は主に物理領域（単元：「身近な物理現象」）であった（文部科学省、2008）。

（2）理科の動機づけ（統制感、興味価値）

本研究で研究4と同様に統制感、興味価値を測定し、4波のパネルデータを得た（Figure

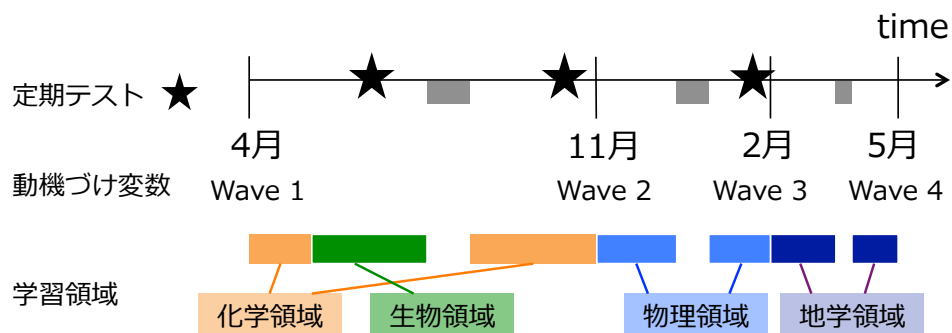


Figure 12. 動機づけ変数，テスト得点のデータ取得時期と学習領域

灰色の四角形（■）は夏休み，冬休み，春休みを示す。

12)。研究 1 のデータを Wave 1 とし、理科 4 領域に該当する学習単元の学習が終了するごとに測定した (Wave 2—Wave 4)。しかし、対象とした学校では、化学領域と生物領域の学習を平行して進めていたため、両方の内容が完全に終了した 11 月に Wave 2 の測定を行った。

(3) 心的イメージ能力 (物体イメージ能力, 空間イメージ能力)

研究 1 (Wave 1 と同時期) で測定した VVIQ を物体イメージ能力の指標に, MRT を空間イメージ能力の指標とした。

(4) 理科 4 領域に対する動機づけ変数

中 1 理科の学習内容が全て終了した時期である Wave 4 と同時に測定した。測定順序は、理科の動機づけ変数を測定した後であった。

質問項目には、理科の動機づけ変数の項目における「理科」の部分「粒子」、「エネルギー」、「生命」、「地球」に変更したものを使用し、統制感 4 項目、興味価値 4 項目を用いた。各学習領域で測定したため、総項目数は 32 項目であった。

教示では、「ここから先の質問では、理科の学習内容ごとに、みなさんが考えていること、感じていることを尋ねます」と述べた。どの学習内容が当該学習領域に該当するかを分かりやすくするため、各学習領域の質問項目の近くに、研究 3 で用いたキーワードを 5 つ程度示した。さらに、各学習領域の回答前に口頭でも当てはまる学習内容を説明し、疑問点がないかを確認した。回答は教示のペースに従って学習領域ごとに行うよう求めた。

3. 統計的分析

本研究では、ベイズ推定によって得られたパラメータの事後分布を解釈する。平均値差や相関分析には rstan (Version 2.17.3)、構造方程式モデリングには Mplus (Version 8; Muthén & Muthén, 1998-2017) を使用し、マルコフ連鎖モンテカルロ (Markov Chain Monte Carlo; MCMC) 法によるベイズ推定によって事後分布を求めた。反復回数は 20000,

生成チェーン数は 4 とし、反復の前半半分をバーンイン期間とした。収束判断の基準は、**rstan** では **Rhat**, **Mplus** では **Potential Scale Reduction** が 1.05 以下とし、これを満たすことを確認した。事前分布にはデフォルトの無情報分布を使用した。点推定値には事後分布の期待値である EAP (expected a posteriori) 推定値を求め、解釈基準は 95%CI に 0 を含まないこととした。

第3節 結果と考察

本研究は条件付き潜在曲線モデルによる分析をベースとして自己回帰モデルによる分析を、さらにそれをベースとして1時点のデータに基づく理科4領域に特異的な動機づけに対する影響を検討する。そのため、それぞれの分析に対する考察を同時に行いながら、後続の分析ステップに進むこととする。

1. 潜在曲線モデルによる理科の動機づけの発達的变化の記述と心的イメージ能力による影響の検討

Table 13 に各測定時点における理科の動機づけ変数の記述統計量と信頼性係数を示した。どの時点においても信頼性係数は十分な値を示した。

潜在曲線モデルにおける傾きから各測定時点への係数は Wave 1 時点から1か月を1とし、Wave 2 を7、Wave 3 を11、Wave 4 を14とした。分析結果を Table 14 に示した。

統制感に対する分析の結果、十分な適合度が得られた。切片の結果を参照すると、推定値および分散が99.9%以上の確率で0以上であるという結果が得られた。このことから、中学校入学直後の統制感の平均値はおよそ3.25付近であるが、個人差が存在するといえる。傾きの結果を参照すると、推定値は99.9%以上の確率で0以下であり、傾きの分散は99.9%以上の確率で0以上であるという結果が得られた。このことから、理科の統制感は平均すると毎月およそ0.02ずつ低下する傾向があるものの、その変化量には個人差があるといえる。切片と傾きの共分散は、95%CIに0を含んでいた。このことから、両者には確かな相

Table 13. 各測定変数の記述統計量と信頼性係数

	Wave 2 ($n = 106$)			Wave 3 ($n = 107$)			Wave 4 ($n = 101$)		
	Mean	(SD)	ω	Mean	(SD)	ω	Mean	(SD)	ω
統制感	3.06	(0.81)	.77	2.96	(0.90)	.88	2.99	(0.95)	.89
興味価値	3.90	(0.89)	.91	3.76	(1.00)	.93	3.65	(0.88)	.87

Table 14. 潜在曲線モデルによる分析の結果

	統制感				興味価値			
	<i>b</i>	95%CI	<i>PSD</i>	(<i>P</i>)	<i>b</i>	95%CI	<i>PSD</i>	(<i>P</i>)
切片 (推定値)	3.25	[3.11, 3.39]	0.07	(> .999)	4.00	[3.84, 4.16]	0.08	(> .999)
切片 (分散)	0.37	[0.22, 0.57]	0.09	(> .999)	0.35	[0.15, 0.59]	0.11	(> .999)
傾き (推定値)	-0.02	[-0.04, -0.01]	0.01	(> .999)	-0.03	[-0.04, -0.01]	0.01	(.999)
傾き (分散)	0.00	[0.00, 0.01]	0.00	(> .999)	0.00	[0.00, 0.00]	0.00	(> .999)
共分散	-0.01	[-0.02, 0.01]	0.01	(.752)	0.00	[-0.02, 0.02]	0.01	(.557)
適合度 (最尤法)	CFI = 0.99, TLI = 0.99 RMSEA = 0.08, SRMR = 0.07				CFI = 0.86, TLI = 0.83 RMSEA = 0.21, SRMR = 0.17			

P は推定値, 分散の **EAP** が正の値のとき, 0 以上である確率を示す。**EAP** が負の値のとき, 0 以下である確率を示す。

関はないといえ, 中学校入学時点の統制感の値は, その後の変化とは実質的に関連しないものと推察される。

興味価値に対する分析の結果, 適合度が悪かった。そのため, 線形的な値の変化は想定できないと判断し, 結果の解釈と以降の条件付き潜在曲線モデルの推定は行わないこととした。

次に, **VVIQ** と **MRT** を説明変数, 統制感の潜在曲線モデルにおける切片と傾きを目的変数とする条件付き潜在曲線モデルによる分析を行った。その際, 性別を統制変数とした (男子: 0, 女子: 1)。まず最尤法によってモデル推定したところ, 初期のモデルの適合度は許容できない水準であった。そこで, 有意でないパス (**VVIQ**→傾き, **MRT**→切片, 性別→切片, 性別→**VVIQ**) を削除したところ, 適合度は改善され, 許容可能と判断できる水準になった ($CFI = 0.95$, $TLI = 0.93$, $RMSEA = 0.10$, $SRMR = 0.05$)。このモデルを最終モデルとし, ベイズ推定によって各パラメータを求めた (Figure 13)。

分析の結果, **MRT** による統制感への傾きに対する正の影響 ($b = 0.01$ [0.01, 0.01], $P(b > 0) > .999$) が認められ, 性別からの影響 ($b = 0.03$ [0.01, 0.05], $P(b > 0) = .992$) と合わせると傾きの分散を 27%説明していた ($R^2 = .27$ [.11, .46])。また, 性別から傾きへの **MRT** を媒介した間接効果を検討したところ, 負の間接効果が認められた ($b = -0.02$ [-0.04, -0.01], $P(b > 0) < .001$)。 **VVIQ** による統制感の切片への正の影響 ($b = 0.02$ [0.01, 0.03], $P(b > 0) > .999$) が認められ, 切片の分散を 21%説明していた ($R^2 = .21$ [.07, .37])。

当初の仮説通り, 統制感における傾きの推定値は負であり, 中学校入学時点から低下傾

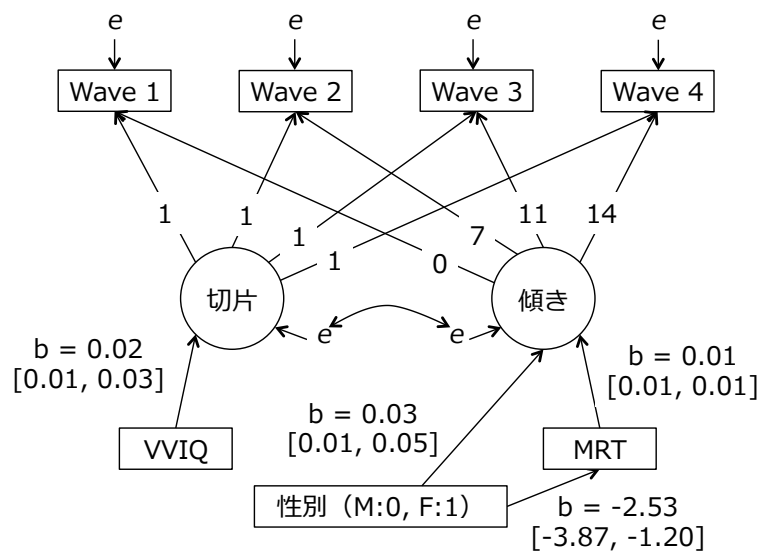


Figure 13. 理科の統制感に対する条件付き潜在曲線モデルによる分析

向にあることが明らかになった。空間イメージ能力は傾きの分散に正の影響を及ぼしていたことから、低い空間イメージ能力を持つ子どもほど、統制感が低下しやすいと推察される。また、物体イメージ能力による傾きへの影響は確認されなかったことから、中1理科における統制感の変動過程には関与しないものと推察される。

2. 自己回帰モデルに基づく測定変数間の因果関係の検討

初期のモデルは以下の通りである。統制感と興味価値の交差遅延効果モデルをベースとし、測定時点の時系列に合うよう、Wave 1 と Wave 2 の間に第1回テスト得点、第2回テスト得点を、Wave 2 と Wave 3 の間に第3回テスト得点を配置した。推定するパスは、時間的に先行する動機づけ変数が後続のテスト得点を、先行するテスト得点が後続の動機づけ変数を説明するように設定した。同時に、先行するテスト得点が後続のテスト得点を説明するよう、自己回帰のパスを設定した。また、VVIQ と MRT は全時点の動機づけ変数、テスト得点を説明するようパスを設定した。初期のモデルから、解釈水準を大きく下回るパス ($P(|\beta| > 0) < .900$) を削除した。最終モデルを Figure 14 に示した。

統制感、興味価値、テスト得点のいずれも、自己回帰のパス係数が大きな値を示した (.40

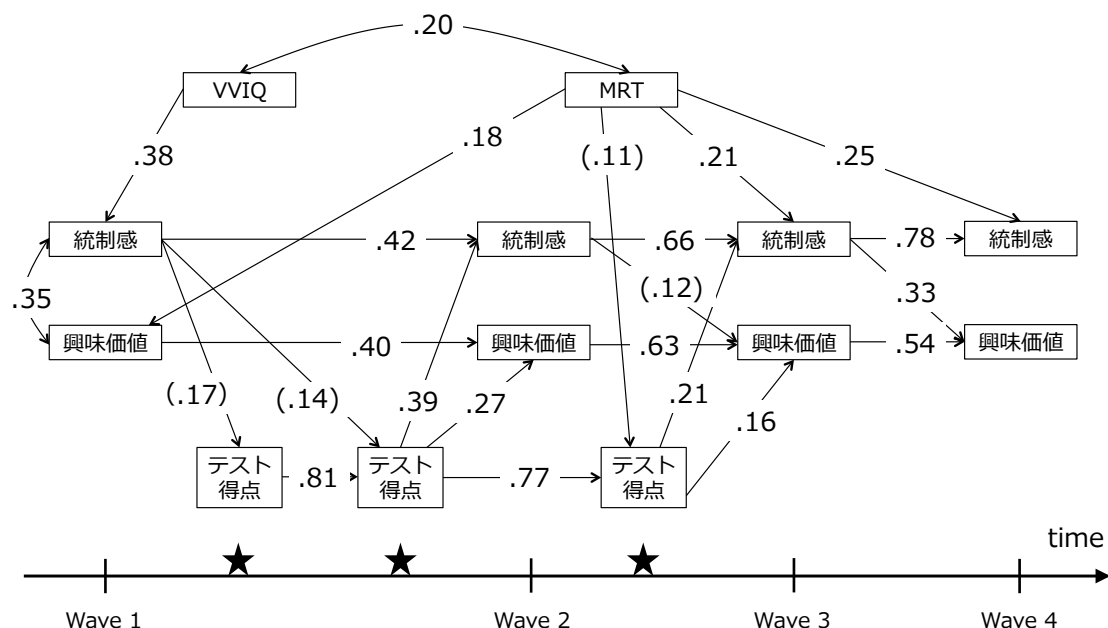


Figure. 14 心的イメージ能力が学業達成、動機づけに及ぼす影響についての自己回帰モデル

数値は標準化係数 (β) の EAP を示す。括弧なしの値は、95%CI に 0 を含まなかった推定値を示す。括弧書きの値は、解釈水準を下回ったものの、90.0%以上の確率で推定値の符号が採択されることを示す。

同モデルを最尤法で推定した際の適合度は、CFI = 0.93, TLI = 0.90, RMSEA = 0.10, SRMR = 0.08 であった。

図中では誤差項と誤差間共分散を省略している。

$<\beta<.81$)。このことから、これらの変数は時間的な安定性があると考えられる。

MRT によるテスト得点への影響を検討したところ、解釈水準は下回ったものの、第3回のテスト得点に対し、95.1%の確率で正の影響を与えているとする結果が得られた ($\beta = .11$ [-0.02, .25], $P(\beta > 0) = .951$)。また、MRT による統制感への影響を検討したところ、Wave 3 ($\beta = .21$ [.09, .33], $P(\beta > 0) > .999$)、Wave 4 ($\beta = .25$ [.14, .36], $P(\beta > 0) > .999$) において、正の影響力があつた。

この結果から、空間イメージ能力が学業達成に対して初めて影響力を持つ時期は第3回の定期テストであることが伺える。このテストの出題範囲は中1の物理領域（単位：「身近な物理現象」）であることから、この学習単元の内容を学習する際、低い空間イメージ能力を持つ子どもほど困難を経験しやすいものと推察される。また、物理領域の学習が終了した直後である Wave 3 の統制感に対して空間イメージ能力による影響があつたことから、こ

の学習単元の終了時に「自分には理科の学習で目標を達成することは難しい」と認知する傾向があると考えられる。

VVIQ は Wave 1 における統制感にのみ影響しており、それ以降のテスト得点、動機づけ変数に影響力は持たなかった。この結果は、中 1 理科の学習には物体イメージ能力の個人差は関与しないことを示していると考えられる。

3. 理科 4 領域に特異的な動機づけとの相関分析

Table 15 に基本統計量と相関分析の結果を示した。VVIQ はすべての分野の動機づけ変数と正の相関があった。MRT は物理分野でのみ、動機づけ変数との正の相関があった。この結果は、前述した構造方程式モデリングによる分析結果を補強するものである。これらの結果を総合すると、空間イメージ能力は、中 1 の物理分野が出題されるテスト得点を説明し、また同時に、理科学習全般に関わる統制感、および物理分野に固有な統制感に影響

Table 15. 心的イメージ能力と理科 4 領域に固有な動機づけ変数との相関分析

	基本統計量		ω	r [95%CI] (P)			
	Mean	(SD)		VVIQ		MRT	
化学分野							
統制感	3.13	(0.94)	.82	.33	[.12, .52] (.999)	.10	[-.11, .32] (.829)
興味価値	3.51	(0.83)	.91	.34	[.13, .52] (.999)	.14	[-.09, .34] (.889)
物理分野							
統制感	3.01	(0.98)	.85	.26	[.05, .46] (.991)	.29	[.08, .47] (.996)
興味価値	3.57	(0.98)	.93	.24	[.02, .44] (.983)	.23	[.01, .42] (.981)
生物分野							
統制感	3.39	(1.07)	.88	.31	[.09, .50] (.997)	.13	[-.09, .34] (.886)
興味価値	3.66	(1.03)	.95	.35	[.14, .53] (.999)	.16	[-.05, .37] (.928)
地学分野							
統制感	3.06	(0.98)	.90	.35	[.14, .53] (.999)	.13	[-.09, .34] (.882)
興味価値	3.43	(0.95)	.94	.30	[.08, .49] (.997)	.14	[-.08, .34] (.895)

すると考えられる。

また、VVIQ と動機づけ変数との相関があらゆる分野でみられたことから、学習内容を鮮明にイメージできることは、理科の動機づけにとって重要であると思われる。

4. 本研究の成果のまとめ

本研究の主たる目的は、心的イメージ能力が理科の学業達成、動機づけに影響力を持ち始める時期と学習単元を同定することであった。

まず、空間イメージ能力による理科の学業達成、動機づけへの影響について考察する。条件付き潜在曲線モデルによる分析の結果、空間イメージ能力は理科の統制感の傾きを説明した。この結果は、本論文のこれまでの研究で示してきた空間イメージ能力による理科の動機づけへの影響についての知見を補強するものである。すなわち、4 月に測定した空間イメージ能力がその後の理科の統制感の変化量を予測したことから、これまでの研究よりも確かに因果関係を確認できたといえる。自己回帰モデルによる分析では、第 3 回の学力テスト得点に影響しており、このときのテスト範囲が物理領域の学習内容である「身近な物理現象」であった。このことから、空間イメージ能力の個人差が理科の学業達成に対して初めて影響力を持つ時期は、対象となった学校においては中 1 の 11 月から 2 月の間であり、当該学習内容を学習する際に低い空間イメージ能力を持つ子どもほど困難を経験しやすいものと考えられる。この結果は理科 4 領域に特異的な動機づけとの相関分析においても認められていることから、結論の確信度は高いと考えられる。

次に物体イメージ能力による理科の学業達成、動機づけへの影響について考察する。研究 4 において VVIQ は中 3 のテスト得点を説明せず、また本研究でもすべてのテスト得点を説明しなかった。このことから、物体イメージ能力は少なくとも中 3 までの理科の学業達成には影響しないと考えられる。一方で、研究 3 では生物領域の統制感と、研究 4 では中 3 の興味価値と正の相関が認められ、本研究においても統制間の切片、および中 1 終了時の理科 4 領域に対する統制感、興味価値と正の相関が認められた。この結果は、物体イメージ能力は学業達成には直接影響しないものの、理科に対する動機づけとは関連することを示している。このことから、本研究では高い物体イメージ能力による学習内容に対する二重符号化の促進効果は認められず、鮮明な像として学習内容をイメージできることが

理科に対する動機づけを促進すると考えられる。

第8章 【研究6】

心的イメージ能力による物理領域の作図スキルへの影響

第1節 問題と目的

本論文でこれまで検討してきた研究結果では、一貫して空間イメージ能力による物理領域の学業達成、動機づけへの影響力を検出している。これは Kozhevnikov et al. (2002) や Kozhevnikov et al. (2007) の知見と一致するものである。彼女らの先行研究をもとにすると、向きと大きさの情報を持つベクトル情報の心的操作や、グラフの読解、それを活用した問題解答場面で低い空間イメージ能力を持つ子どもは困難を経験しやすいものと考えられる。

第1章でレビューしたように、視覚的表象が理科学習や問題解答への寄与が想定される場面として作図がある。図表の活用には問題解答を促進する効果がある (e.g., Larkin & Simon, 1987)。また作図の利点としては、① 保持性、② 操作性、③ 全体性の3つが挙げられ、問題を文章表現ではなく図として視覚化することでワーキングメモリの処理資源を節約できることが挙げられている (e.g., 伊藤ら, 1993)。

物理領域の問題解答にも作図は促進的にはたらく。物理の問題解答過程をモデル化した Heller & Hollabaugh (1992), Heller, Keith, & Anderson (1997) によると、問題解答の初期段階には正しい作図が要求される。彼女らの問題解答の 5step モデルでは、step 1 に問題で与えられた状況を図に描きあらわす可視化 (Visualization), step 2 に可視化された図の中に力や運動、電流などの物理学的概念を図示する物理学描写 (Physics description) が設定されており、問題解答にむけての計画 (Plan)、数値処理の実行 (Execute)、答えや単位の確認 (Check) はそれ以降に行う情報処理として想定されている。日本の理科教育学においても、物理領域における作図過程を扱った研究がある。例えば山下 (2011) の研究では凸レンズによる光の屈折の様子を作図させることで、光の屈折に関する科学的概念の理解状況を検討している。

もし、空間イメージ能力が物理領域の作図スキルに影響するならば、作図スキルは問題解答の初期に求められるため (Heller & Hollabaugh, 1992; Heller, Keith, & Anderson, 1997), それを媒介とした中学校の物理領域の学業達成への影響が想定できる。しかし、この影響経路について検討した先行研究は見当たらない。

そこで、本研究では研究1から研究5までに導かれた空間イメージ能力による物理領域

の学業達成への影響経路に、問題解答の初期に求められる作図スキルの関与があるかを検討する。本研究の達成によって、これまでの研究結果が補強され、物理領域の学習で困難を経験しやすいメカニズムについてその詳細を明らかにし、教育的示唆の導出が可能になると期待できる。

上記の検討を行うために、まず作図スキルを測定するテストを開発する必要がある。そして先行研究（Heller & Hollabaugh, 1992; Heller, Keith, & Anderson, 1997）より、開発された作図スキルテストは妥当性の検証として、物理領域の学業達成、および本論文でのこれまでの研究より動機づけにも影響していることを確認する必要がある。そのため、まず研究 6a として、作図スキルテストの開発と妥当性の検討を行う。次に、研究 6b として心的イメージ能力による物理領域の作図スキルへの影響を検討する。

第2節 研究 6a：物理領域の作図スキルテストの作成

1. 問題の作成

本研究では、入学直後の高校1年生を対象とする。その理由は、中学校3年生時点では空間イメージ能力による学業達成への影響が頑健に確認できているが、本研究で作成する作図スキルテストは質問紙よりも負担が大きく、中学校3年生は授業進度や進路指導など通常の教育活動がシビアな時期であることを鑑み、実施は望ましくないと考えられるためである。

また、本作図スキルテストは物理領域の中でも力学を中心とした問題とする。その理由は中学校理科における物理領域ではとりわけ力学の扱いが大きいためである。

Heller, Keith, & Anderson (1997) に代表される物理の問題解答の段階モデルでは、立式や演算などの数的処理に先立つ作図過程に、可視化と物理学的描写の2段階が想定されている。本研究ではこのモデルに従い、作図スキルを文章情報から物理学的な現象をイメージして描く可視化スキルと、物理学的概念と与えられた数値情報を図に記入し視覚的に示す物理学的描写スキルの2つから構成されるものと定義した。理科教育学を専門とする大学院生2名、理科教育学を専門とする大学教員1名の計3名によって、可視化テスト（2題）と物理学的描写テスト（2題）が作成された。

テスト問題の作成は、川崎・角屋・木下・石井・後藤（2015）による「問題解決能力を測定する評価問題」の作成手順を参考にしながら、以下の3点に留意して行われた。まず1点目は前提として中学校学習指導要領解説理科編（文部科学省，2008）と高等学校学習指導要領解説理科編（文部科学省，2009）に即している問題を作成することとした。すなわち今回作成されるテストは、通常の理科教育における問題解答過程に求められる作図スキルを測定する。そこで中学校および高校物理の教科書に記載されている図、ならびに全国の公立高校入試問題での作図問題等を参照しながら作成した。

2点目は作図スキルテストの解答に解答者の知識が混入することに対してである。可視化は文章中に表されている現象を図として表す過程であるため、専門的な知識を必要とし

ないと考えられる。そのため、単なる記憶の再生を避けるため、高校物理を学習していない高校1年生にとって、未習と考えられる内容（相対速度・円運動）から作成した。それに対して物理学的描写過程は、力の大きさや向きなどをベクトルで表すなど、ある程度力学の知識や概念の習得が反映される作図である。その点を考慮し、中学校理科で学習する作図（重力・浮力・張力・力の分解）から出題した。

3点目は文章の読解力が解答に影響を与えることへの留意である。本研究で測定する作図スキルのうち、可視化は文章情報を把握し、イメージを生成して作図する過程であるため、読解力も含めたスキルである。そのため、特段に平易な文章になるようにはせず、中学校教科書や公立高校の入試問題などと同レベルの文章になるようにした。それに対して物理学的描写問題はできる限り理解しやすい文章になるように配慮した。

テストの作成後に、文章が高校1年生に伝わる表現であるかを確認し、さらにテストの内容的妥当性を確保するため、中学校の理科教員1名と物理を専門とする高校の理科教員1名の計2名に修正案を求め、それに従いテスト問題を修正した。

2. 調査の実施

（1）調査対象者と時期

北海道内の公立高校の1年生193名（男子99人、女子94人）を対象とした。B高校は多くの卒業生が大学に進学する学校であり、平均よりもやや高い学力を有していると考えられた。

実施時期は2016年の6月下旬～7月上旬であった。対象となった高校の1年生は物理基礎を学習しているが、調査時点では熱力学に関する内容のみ学習しており、力学に関しての知識は中学校卒業程度と考えられた。

（2）測定変数

作図スキルテスト

作成された可視化テスト（得点幅：0—21）と物理学的描写テスト（得点幅：0—28）を用いた。

学業達成（学力テスト）

沖縄県の 2014 年度公立高校の入試問題に出題された問題と，2014 年度の福井県の公立高校入試問題で出題された力学に関する問題の計 2 題を実施した。これらの問題は「身近な物理現象」と「運動とエネルギー」からの出題であった（問題例：浮力の計算問題，動滑車を用いた際の力の大きさの計算問題，浮力の変化をグラフ化する問題など，得点幅：0－12）。

物理領域に対する期待概念

鈴木（1996）による SESSE を実施した。また，物理領域に対する期待概念をより精緻に捉えるため，これまでの研究と異なり，統制感の他にも努力保有感，能力保有感，教師保有感も測定変数に加えた。項目は統制感 8 項目（「わたしはやる気になれば，物理は難しいことでもわかります」など），手段保有感（努力）6 項目（「物理の学習をすると決めたら，わたしはすごくがんばることができます」など），手段保有感（能力）6 項目（「がんばらなくても，わたしは物理の勉強はすぐわかります」など），手段保有感（教師）6 項目（「わたしが物理の先生に何か聞きたいとき，いつでも先生は答えてくれます」など）の合計 26 項目であった。回答は 4 件法で求めた（得点幅：1.00—4.00）。

（3）手続き

本調査は授業時間中に協力校の教師によって実施された。その際，条件が統制されるよう，実施マニュアルを用意した。実施の順序は，物理領域に対する期待概念（26 項目），可視化スキルテスト（2 題，12 分），物理学的描写テスト（2 題，8 分），学力テスト（大問 2 題，17 分）であった。

実施にあたって，本調査は成績には関係しないこと，研究には使用されるが個人情報を守られること，また研究への協力は任意であることが説明され，この調査を研究に使用してもよいかを尋ね，同意が得られた者のみ分析対象とした。

3. 結果

データから研究協力の同意が得られなかった者、質問紙の回答に不備がある者を除いた173名（男子84名、女子89名）を分析対象とした。

Table 16 に各テストと質問紙の記述統計量を示した。平均値と標準偏差から天井効果や床効果が疑われるテスト及び質問紙はなく、各構成概念の個人差を十分に測定できたと考えられた。

（３）作図スキルテストの信頼性・妥当性の推定

まず作図スキルテストの信頼性を確認するため、可視化得点および物理学的描写得点の内的整合性をクロンバックの α 係数によって推定した。その結果可視化得点（ $\alpha = .85$ ）、物理学的描写得点（ $\alpha = .88$ ）と十分な値を示した。この結果から、本テストは信頼性を有しているものと判断した。

作図スキルテストの基準関連妥当性を確認するため、作図スキル得点と学力テスト、物理領域に対する期待概念との相関係数を算出した（Table 16）。その結果、可視化得点と物理学的描写得点の両方に学力テスト得点と有意な正の相関があった。それぞれの作図スキルが独立して物理の学力を説明しているかを確認するため、説明変数をそれぞれの作図スキル得点、従属変数を学力テスト得点とした重回帰分析を行った。その結果、可視化得点（ β

Table 16. 各測定変数の基本統計量と相関分析の結果

	Mean (SD)	1	2	3	4	5	6
力学における作図スキルテスト							
1. 可視化得点	13.20 (4.03)	—					
2. 物理学的描写得点	15.33 (5.26)	.39***	—				
学業達成							
3. 学力テスト得点	7.86 (1.73)	.34***	.38***	—			
物理領域の期待概念							
4. 統制感	2.64 (0.55)	.28***	.41***	.29***	—		
5. 努力保有感	3.15 (0.46)	.28***	.23**	.13	.44***	—	
6. 能力保有感	2.24 (0.66)	.30***	.43***	.29***	.78***	.41***	—
7. 教師保有感	3.00 (0.42)	.12	.26**	.18*	.33***	.53***	.33***

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

$=.22, p = .004$), 物理学的描写得点 ($\beta = .29, p < .001$) とともに学力テスト得点を説明しており, 得点の全分散の 19 % を説明していた ($R^2 = .19, p < .001$)。作図スキルが学力テストに寄与する割合としては妥当な値であると考えられた。

相関分析の結果, 可視化得点と教師保有感の間が有意でない以外, ほぼ全てに有意な正の相関が認められた。次に片方の作図スキルの影響を取り除いて, 物理領域の期待概念との関連を検討するため, 片方の作図スキル得点を制御変数とした偏相関分析を行った。その結果, それぞれの作図スキルは物理領域の期待概念の異なる側面と関連しており, 可視化得点は努力保有感 ($r = .21, p = .007$), 能力保有感 ($r = .15, p = .043$) と有意な正の相関が認められた。それに対して物理学的描写得点は統制感 ($r = .34, p < .001$), 能力保有感 ($r = .35, p < .001$), 教師保有感 ($r = .23, p = .002$) との間に有意な正の相関が認められた。

4. 考察

研究 6a では, 空間イメージ能力による物理領域の学業達成への影響経路に, 問題解答の初期に求められる作図スキルの関与があるかを検討するための前提である, 作図スキルテストの作成をすることであった。調査の結果, 一定の信頼性のあるテストが作成できたと考えられる。物理教育を専門とする教員のチェックを経て作成されたため, 内容的妥当性のあるテストが作成できたと考えられる。

作図スキルテストの可視化テスト, 物理学的描写テストの両方とも学業達成を説明しており, 物理領域の統制感, 他の期待概念と有意な相関があった。このことから, 本研究の前提となる作図スキルによる物理領域の学業達成, 統制感への影響は確認できたものと考えられる。次節では心的イメージ能力による作図スキルへの影響を検討する。もし, 心的イメージ能力の個人差が物理領域の作図スキルに影響を及ぼすのであれば, 作図スキルを媒介とした物理領域の学業達成, 動機づけへの影響経路が成り立つといえる。

第3節 研究 6b：心的イメージ能力が物理領域の作図スキルに及ぼす影響

1. 方法

(1) 調査対象者

本研究では平均的な学力層の生徒が多いと考えられる高校生を対象とすると、単に知識がないために作図できなかったのか、作図過程で要求される心的イメージ処理に苦手さがあり作図できなかったのかを判断できない。本研究は心的イメージ能力の個人差による作図過程での困難に着目するため、ある程度の知識の保有を前提にした上で個人差を分析する必要がある。そこで、卒業生の大学進学率が高く、比較的学力の高い生徒が多いと推測される高校の1年生を対象とした。

本研究は認知課題の実施に際して時間制御などの厳密な条件統制が求められるため、参加者や学校にかかる負担は単純な質問紙研究よりも大きい。そのため、協力校への十分な説明と研究協力の同意を得ると同時に、事前の検定力分析によって求められたサンプルサイズを参考にした例数設計が必要である。作図スキルと心的イメージ能力の相関係数（効果量）に関する報告はこれまでになく、先行研究に基づく推測ができないため、中程度の効果量とされる母相関係数 $\rho = .30$ を検出基準として採用した（水本・竹内, 2008; 大久保・岡田, 2012）。そして、危険率 $\alpha = 0.05$, 検定力 $(1-\beta) = 0.80$ の条件下での適切なサンプルサイズを G*Power3 (Faul, Erdfelder, Lang & Buchner, 2007) によって求めた。分析の結果、 $(1-\beta) > 0.80$ となるサンプルサイズは 84 名と求められた。

これらの事前の検討を基に、本研究は北海道内の比較的上位の学力を有する生徒が多いと考えられる公立高校1校の1年生2クラス 80 名（男子 47 名、女子 33 名）を対象に実施した。実施時期は 2016 年 6 月であった。本研究の対象校では1年生で物理基礎を学習しておらず、物理分野の知識の保有状況は中学校卒業程度と考えられた。

(2) 測定変数

物理領域における作図スキルテスト

研究 6a によって作成された作図スキルテストを実施した。このテストの問題は、すべて力学分野から構成されているため、得られた結果を物理分野全般に一般化することが難しい。そこで、研究 6a の開発手順を踏まえ、可視化に 1 題（問題 E：光の反射と屈折（13 点））、物理学的描写に 1 題（問題 F：電流と磁界（5 点））を新たに追加した（付録）。評価基準は誤答分析によって決定され、各評価基準に 0～1 点を与えその合計を指標とした（可視化得点：0—34，物理学的描写得点：0—33）。

物体イメージ能力（VVIQ）

Marks（1973）によって作成された VVIQ の日本語版（菱谷，2005）を使用した。本番試行に先立って、イメージとはどのようなものであるか、またその鮮明度の判断基準などが教示され、練習試行を行った。本番試行ではイメージの生成および評定のペースは参加者に委ねられ、時間制御はしなかった。オリジナルの VVIQ は得点が低いほど鮮明であるように得点化されるが、本研究では解釈が容易になるよう、得点が高いほど心的イメージの鮮明性が高いことを意味するよう、得点を反転させた（得点幅：16—80）。

空間イメージ能力（MRT）

Vandenberg & Kuse（1978）による紙筆版の MRT を実施した。本番試行に先立って、MRT の説明と練習試行が行われ、不明な点がないことを確認したのちに実施された。MRT の 1 セットは 10 題で構成され、2 セット実施した。選択された正刺激の総数を MRT の得点とした（得点幅：0—40）。

物理領域における基礎知識テスト

本研究における前提条件の成立を確認するため、基礎知識の保有を本テストによって確認した。本テストで問われた知識は、全て作図スキルテストでの正しい解答に必要な最低水準の知識であった。具体的には、重力（中心が作用点となり、下向きに働くことを知っているか）、力の分解（平行四辺形の法則に基づき適切に分解できるか）、磁界の向き（直線電流によって生じる磁界の向きがわかるか）、光の屈折方向など 8 問で構成されていた。制限時間は 3 分であった。解答に先立ち、わからない問題は飛ばしてよいことが教示された。本テスト得点がほぼ満点であった場合、基礎知識の保有に関する前提条件が満たされ

ていると判断する（得点幅：0—8）。

（３）手続き

本研究は対象校の許可を得た上で授業中に実施された。研究実施に要した時間は説明等を含め約 45 分であった。実施順序は VVIQ（時間制御なし）、MRT（3 分×2 セット）、可視化テスト（3 題・12 分）・物理学的描写テスト（3 題・8 分）、基礎知識テスト（8 題・3 分）であった。研究の実施に先立ち、参加者には本研究の結果が成績に関係しないこと、個人情報を守られることが説明され、全員から研究協力の同意を得た。

2. 結果

（１）基礎知識の保有状況の確認

物理分野における基礎知識テストの基本統計量を参照すると、全体として基礎知識は保有していると判断できる水準であった ($Mean = 7.75, SD = 0.49, Q1 = Median = Q3 = 8.00$)。そのため、本研究の前提条件である基礎知識の保有は確認されたと判断した。

（２）各測定変数の信頼性の推定

各測定変数の内的整合性を ω 係数によって推定した。まず、作図スキルテストでは可視化得点 ($\omega = .91$)、物理学的描写得点 ($\omega = .84$) とともに内的整合性は十分と判断される水準であった。このことから、新たな問題を追加した本研究においても両テストとも十分な内的整合性を維持したと判断した。また VVIQ の内的整合性も高かった ($\omega = .87$)。

（３）心的イメージ能力による物理領域の作図スキルへの影響

各測定変数の基本統計量と Pearson の積率相関係数を Table 17 に示す。作図スキルと心的イメージ能力の関連では、両作図スキルとも物体イメージ能力の指標である VVIQ と有意な相関はなかった。それに対し、空間イメージ能力の指標である MRT は可視化得点 ($r = .24, p = .03$)、物理学的描写得点 ($r = .35, p = .001$) とともに有意な正の相関があった。各

Table 17. 各測定変数の基本統計量と相関分析の結果

	Mean (SD)	ω	1	2	3
物理分野における作図スキル					
1 可視化得点	22.73 (6.22)	.91	—		
2 物理学的描写得点	22.40 (5.01)	.84	.30 **	—	
心的イメージ能力					
3 VVIQ	60.13 (9.84)	.87	.04	.11	—
4 MRT	27.84 (6.89)	—	.24 *	.35 **	.08

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

作図スキルと MRT の単回帰分析の結果を参照すると、統計的に確かな影響力は認められる（可視化得点： $\beta = .24$, $p = .03$, $R^2 = .06$, 物理学的描写得点： $\beta = .35$, $p = .001$, $R^2 = .12$ ）。しかし効果量の判断基準（水本・竹内, 2008）に照らすと分散説明率は小から中程度であった。このことから、空間イメージ能力が低ければ作図スキルも必ず低く、また空間的操作が得意であれば作図スキルも必ず高いと言えるほど強力な影響ではないと推察される。

次に可視化スキル（問題 A, B, E）、物理学的描写スキル（問題 C, D, F）の各小問の得点と心的イメージ能力との Pearson の積率相関係数を算出した。その結果、VVIQ はどの小問とも有意な相関を示さなかった。それに対し、MRT は可視化、物理学的描写の各小問と有意な相関を示した。具体的に述べると、可視化の問題 A（相対速度（ $Mean = 7.63$, $SD = 2.87$ ）： $r = .02$, $p = .84$ ）、問題 E（光の反射と屈折（ $Mean = 10.00$, $SD = 3.17$ ）： $r = .21$, $p = .06$ ）と有意な相関はなかったが、問題 B（円運動（ $Mean = 5.10$, $SD = 2.21$ ）： $r = .34$, $p = .002$ ）、とは有意な相関があった。また、物理学的描写の問題 C と有意な相関はなかったが（重力と浮力（ $Mean = 9.10$, $SD = 2.36$ ）： $r = .11$, $p = .35$ ）、問題 D（斜面上の物体にはたらく力（ $Mean = 9.69$, $SD = 3.29$ ）： $r = .34$, $p = .002$ ）、問題 F（電流と磁界（ $Mean = 3.61$, $SD = 1.41$ ）： $r = .27$, $p = .01$ ）とは有意な正の相関があった。

3. 考察

本研究の目的は、空間イメージ能力による物理領域の学業達成への影響経路に、問題解答の初期に求められる作図スキルの関与があるかを検討することであった。研究 6b の結果、

物理領域の作図スキルである可視化得点、物理学的描写得点とも空間イメージ能力による影響を受けていた。研究 6a の結果、両作図スキルは物理領域の学業達成、および期待概念を規定する変数であることが見出された。このことから、低い空間イメージ能力は物理領域における作図過程において困難を経験させ、それがもととなり物理領域の学業達成、統制感が低減するものと考えられる。

この知見はこれまでに報告されておらず、低い空間イメージ能力を持つ子どもに対する教育的支援を講ずるタイミングについて、より適切にフォーカスする視点を提供したといえる。すなわち、物理領域の学習の中で図を用いて考える場面において、低い空間イメージ能力を持つ子どもはつまづきを経験しやすいリスクを持っているといえ、個人差に注目した指導方法の検討をすべき学習活動であるといえる。

第9章

総合考察

第1節 本研究の総括

本論文では、空間イメージ能力の個人差が理科や数学に固有な学業達成や動機づけに影響するメカニズムを明らかにすること（目的1）、心的イメージ能力による学業達成、動機づけへの影響が理科4領域で異なるのか、その差異の有無を明らかにすること（目的2）、日本の理科教育課程において、心的イメージ能力による影響が学業達成や動機づけに初めて影響力を持つ時期と学習単元の同定を行うこと（目的3）の3点を研究目的として設定し、研究1から研究6まで検討を行った。以下に本論文で行った研究を総括し、目的に対する考察を行う。

研究1では、空間イメージ能力の個人差が理科や数学に固有な学業達成とASCに影響するメカニズムを検討することを目的とし、空間イメージ能力による学業達成、ASCへの影響力が5教科間で異なるかを検討するとともに、その影響力が、言語能力、性別、SES、パーソナリティ変数を統制した上でも検出されるかを分析した。研究の結果、空間イメージ能力は統制変数の影響を考慮した上でも、理科と数学の学業達成、ASCに影響していたが、教科特異的な影響はASCにのみ検出されることを見出した。

研究2では、研究1の結果を受け、空間イメージ能力による理科と数学に特異的なASCに影響するプロセスを検討することを目的とし、I/Eモデルより想定される個人内自己評価による媒介効果を検証した。研究の結果、空間イメージ能力は理科と数学に特異的なASCを反映する主成分である文系・理系ASCに対し、理科と数学の学習に対する個人内自己評価を媒介して影響していることが見出された。また、文系・理系ASCにおける男子の方が理系的である性差には個人内自己評価における性差が関与しており、さらに個人内自己評価における性差の一部は空間イメージ能力によって説明可能であることを見出した。

研究3では、理科4領域における心的イメージ能力による動機づけに対する影響力の差異を検討することを目的とし、物体イメージ能力、空間イメージ能力による影響力を比較した。研究の結果、空間イメージ能力、物体イメージ能力とも理科4領域すべての統制感に影響を及ぼしていたが、とりわけ物理領域において空間イメージ能力の影響力が強く、また生物領域において物体イメージ能力による影響力が強いことが見出された。さらに、空間イメージ能力が物理領域と化学領域の統制感に及ぼす影響は拡大的能力観によって緩

衝されることが明らかになった。

研究 4 では、心的イメージ能力が理科の学業達成と動機づけに影響を持ち始める時期と学習単元の同定を目指し、中学校 3 年生と入学直後の中学校 1 年生を比較する横断的研究を行った。また同時に中学校 3 年生において心的イメージ能力による学業達成、動機づけへの影響経路についてプロセスモデルを設定し検証した。分析の結果、中学校 3 年生においては第 1 章でレビューした先行研究、研究 1、研究 2、研究 3 と同様に、空間イメージ能力は学業達成、統制感と正の相関があったものの、中学校 1 年生では確かな相関が検出されなかった。この結果より、中学校理科のどこかの時点より空間イメージ能力による理科学習への影響力を持ち始めると考察された。中学校 3 年生におけるプロセスモデルの検討では、空間イメージ能力は理科の学業達成、統制感、興味価値に直接影響を及ぼしていることを確認した。学業達成を媒介しない動機づけへの影響については研究 1、研究 2 と整合する結果であり、知見の補強をしたものと考えられた。物体イメージ能力は理科の統制感、興味価値に対して正の影響を及ぼしていたのに対して、学業達成に対しては負の影響を及ぼしていることを見出した。

研究 5 では、研究 4 の結果を受け、心的イメージ能力が理科の学業達成と動機づけに影響を持ち始める時期と学習単元の同定を目指し、中学校 1 年生を追跡する縦断的研究を行った。またこれまでの研究で検討してきた変数間の因果関係について、より確かな証拠の提出を試みた。条件付き潜在曲線モデルによる分析の結果、空間イメージ能力は中学校 1 年生における統制感の傾きを予測することが明らかになった。また、物体イメージ能力は統制感の切片を説明しており、その後の理科の統制感の変化量を規定する変数ではないことを見出された。自己回帰モデルによる分析の結果、空間イメージ能力が学業達成に初めて影響力を持つ時点は中学校 1 年生の 11 月から 2 月、学習領域は物理領域、学習単元は「身近な物理現象」であることが明らかになった。この知見は縦断的研究が終了した後の領域特異的な統制感との相関分析においても追認された。物体イメージ能力は初期の統制感への影響を統制すると学業達成、動機づけに影響していないようであった。一方で、縦断的研究が終了した後の領域特異的な統制感、興味価値との相関分析では、すべての分野において正の相関が認められた。

研究 6 では、これまでの研究で頑健に観察された物理領域の学業達成、動機づけへの影響メカニズムをより詳細に検討するため、空間イメージ能力による物理領域の問題解答で要求される作図スキルとの関連を検討した。研究 6a では、物理領域の作図スキルテストが

作成された。問題は, Heller et al. (1997) による物理の問題解答モデルに基づき, 可視化, 物理学的描写の 2 つから構成されていた。両方の作図スキルとも物理領域の学業達成, 統制感との相関が確認された。研究 6b では, 心的イメージ能力による作図スキルへの影響を検討した。分析の結果, 空間イメージ能力は可視化, 物理学的描写の両方の作図スキルに影響する個人差変数であることが見出された。

以上の本論文の成果をもとに, 次節以降では各研究目的に対する考察を行う。

第2節 空間イメージ能力の個人差が理科や数学に固有な学業達成や動機づけに影響するメカニズム

1. 先行研究と本論文の対応, およびメカニズムの記述

第1章でレビューしたように, 先行研究では空間イメージ能力が理科と数学を含む STEM 領域の学業達成, および教科の好みや進路選択, 志向性などを鋭敏に予測できることが示されている (e.g., Shea et al., 2001; Stavridou & Kakana, 2008; Uttal & Cohen, 2012; Wai et al., 2009)。多くの先行研究では学業達成に及ぼす影響を示すことにより空間イメージ能力が STEM 領域での成功を予測する個人差変数であると結論づけられている。そのため空間イメージ能力のアセスメントはこうした分野で活躍することができると期待される学生の才能を発掘に有効であると主張されている (Anderson, 2014; Wai & Kell, 2017; Wai et al., 2009)。また, 空間イメージ能力による STEM 領域への志向性に対する影響はこうしたパフォーマンスへの影響を反映した副次的な現象であると考えられていた (Kimura, 2007 大隅訳, 2013; Shea et al., 2001)。

本論文の研究 1 では, 性別, SES, パーソナリティ変数を統制した上でも空間イメージ能力による理科と数学の学業達成への正の影響を検出した。この結果は前述の先行研究の結果を追認するものといえ, 空間イメージ能力による理科と数学の学業達成への正の影響は, 日本の中学生にも観察される現象であると結論づけられる。

未解決な課題として, 教科間の学業達成には強い相関があるため空間イメージ能力が理科と数学にのみ影響しているという仮定は想定しづらいと考えられたことから, 研究 1 では空間イメージ能力による学業達成への影響について 5 教科間での比較を行った。その結果, 学業達成への影響については理科と数学に特異的なものではなく, あらゆる教科にみられる現象であることが明らかになった。一方で, 動機づけ変数の指標として使用した ASC への影響については理科と数学にのみ表れるという明瞭な教科特異性が観察された。研究 2 で I/E モデルに基づき個人間, 個人内自己評価を媒介変数として位置づけてモデルの検証を行ったところ, 空間イメージ能力は理科と数学の符号によって特徴づけられる 5 教科の ASC における第 2 主成分である文系・理系 ASC に対して個人内自己評価を媒介した間接効果が認められた。

先行研究でも空間イメージ能力の理科や数学に対する好み (Stavridou & Kakana, 2008) や、統制感 (原田・鈴木, 2018)、得意教科と苦手教科 (Shea et al., 2001) などを説明する効果が認められていた。そのため、本研究で見出した空間イメージ能力による理科と数学の ASC に対する正の影響それ自体は先行研究の知見の追認として位置づけられる。

本論文が新たに見出した知見は、空間イメージ能力が理科と数学という特定の教科の文脈にのみ影響力を持つメカニズムを明らかにしたことに集約できる。学業達成よりも ASC において教科特異性が增強される背景には、個人内における教科間の学業達成状況および学習に投入する必要がある努力量としてのコストを比較する自己評価が関与する。低い空間イメージ能力を持つ子どもは、他教科よりも理科と数学に対して自分にとって相対的に困難であり、また学習にはコストがかかると認知しやすい。そうした自己評価の結果が理科と数学に対する自己の有能感を低下させる働きを持つことで、空間イメージ能力による ASC への教科特異的な影響力が增強されるものと考えられる。

それでは学業達成においてすべての教科に対して空間イメージ能力による影響力が認められたメカニズムはどのような説明が可能であろうか。このメカニズムについての説明は、本研究で空間イメージ能力の指標として使用した MRT の課題が持つ特徴を考慮する必要がある。心的回転は心的イメージ研究において頻繁に使用される測定する課題であり (e.g., Blajenkova et al., 2006; 川原・松岡, 2009; Shepard & Metzler, 1971)、空間能力研究においてもその下位因子、下位概念として抽出され (e.g., Linn & Petersen, 1985; Lohman, 1988)、空間性ワーキングメモリ容量の測定課題でも要求される (Shah & Miyake, 1996)。すなわち、MRT の遂行成績には個人の「空間」⁸ に関する認知的処理の能力が反映されることは疑いない。そのため、国語、社会、英語の 3 教科においても空間的なイメージ処理が有効に働く学習内容や学習場面が存在し、そのために高い空間イメージ能力が学習に対して有利に働いた可能性が考えられる。

同時に、心的回転の回転速度や遂行成績は領域一般的な知能因子 (e.g., Gf) の影響を受ける (e.g., Johnson, & Bouchard, 2005; Tachibana, Namba, & Noguchi, 2014)。理論的にも、知能の Gc-Gf の 2 因子説において空間能力は Gf の下位因子として想定されていたことや (Carroll, 1993)、CHC 理論においても空間能力に相当する Gv 因子の上位である第 3 層に g 因子を想定するという議論もあることから (三好・服部, 2010)、MRT の遂行成績

⁸ 空間イメージ能力、空間能力、空間性ワーキングメモリに共通する、空間的な認知的処理に固有な能力の個人差を指す概念として表すため、鉤括弧つきで表現した。

に領域一般的な知能の影響力が混入しても不思議ではない。知能は学業成績を強く規定する個人差変数であり、その影響力は特定の教科によらず、またあらゆる学年、学校種で見られる (e.g., Hattie & Hansford, 1982; Roth et al., 2015)。そのため、MRT があらゆる教科の学業達成を説明した背景には、領域一般的な知能による影響が反映されている可能性も考えられる。

すなわち、MRT の遂行成績は領域一般的な知能因子と、「空間」に特徴的な領域固有な因子の両方が混入している。領域一般的な知能による影響を統制した先行研究を概観すると、例えば Rohde & Thompson (2007) は、SAT-V に対して空間イメージ能力は領域一般的な知能を統制すると説明力を持たないのに対して、SAT-M の得点には空間イメージ能力による影響力が知能を統制した上でも確認できることを報告している。Mayer et al. (2014) は、科学的推論の能力に対し、Gf、言語能力を統制した上での空間イメージ能力による説明力を確認した。このことから、理科と数学は他教科よりも「空間」に固有な認知能力を強く要求する教科であると考えられる。

上記の考察をもとにすると、研究 2 で得られた MRT による個人間自己評価を媒介した総合的 ASC への影響経路について以下のような説明が可能である。MRT の遂行成績に影響した潜在変数のひとつである領域一般的な知能はあらゆる教科の学業達成を予測するため、知能が高い子どもほど高い学業達成を取りやすいといえる。個人間自己評価は集団内における自分の相対的な理科と数学の学業達成水準に関する自己評価であることから、個人内自己評価よりも比較的強く客観的な学業達成を反映すると考えられる。研究 1 や先行研究 (国立教育政策研究所, 2017; Möller et al., 2009) で示されているように教科間の学業達成は強く相関するため、個人間自己評価の質問項目は理科と数学について問うていたものの、あらゆる教科の客観的な学業達成水準と強い正の相関があり、「周りと比べて勉強は得意な方である」という認識状態を反映したものと考えられる。MRT の遂行成績に含まれる領域一般的な知能の成分がこうした認識状態の分散を説明できることは自然だろう。また、「周りと比べて勉強は得意な方である」という認識が、総合的 ASC、すなわち「教科全般的な学習に対する有能感」を規定することも自明だろう。

研究 2 で見出された MRT による個人内自己評価を媒介した文系・理系 ASC への影響について以下のような説明が可能である。MRT に含まれる「空間」に固有な認知的処理は理科と数学で強く要求されることから、MRT の遂行成績が高い子どもほど他教科よりも理科と数学の方が相対的に得意であると認知しやすいと考えられる。I/E モデルによると個人内

における他教科との比較が教科特異的な ASC を規定することから、MRT は個人内自己評価を媒介して文系・理系 ASC に影響したと考えられる。また、性差に注目すると、客観的な学業達成では性差が認められないか、むしろ女子の方がやや高い水準であるのに対して（研究 1, Voyer & Voyer, 2014）、個人内自己評価は女子の方が低かった。女子の方が男子よりも自己学習スキルが高く（飯田・石隅, 2002）、作業方略（作業を中心として学習を進める方略）や認知的方略（精緻化や体制化など認知的活動によって学習を進める方略）などのコストの高い学習方略を使用する傾向があることから（佐藤, 1998）、理科と数学の学習に投入した努力量は女子の方が大きい可能性がある。こうした努力の投入は低い空間イメージ能力による理科と数学の学業達成を低下させる効果を補償できると同時に、その代償として理科と数学の学習に対するコストを増大させ個人内自己評価を低減させる効果があると推察される。すなわち、理科と数学の学習に対する努力を投入するほど、他教科よりも学習に対するコストが高いと認知されやすくなり、仮に学業達成の水準を向上することができたとしても、理科と数学に特異的な ASC は低下しやすいと考えられる。

そうであるならば、自然科学や技術の分野に女性が少ない背景に低い空間イメージ能力が関与しているとする説（e.g., Ganley et al., 2014; Kimura, 2007）は部分的に成り立ちうるものの、学業達成への影響は他要因、例えば投入する努力量や学習方略の使用によって補償されていると考えられる。よって、空間イメージ能力における男性優位な性差によって学業達成にも差が表れるという、適性の性差としての捉え方は適切でない。空間イメージ能力の性差が関与するとしても、それは個人内自己評価に対する負の影響であって、学業達成に対する直接効果ではない。そのため、本論文の研究 3 で検討した能力観や原因帰属、達成目標など、動機づけ形成過程に着目した教育的介入によってこうした性差は十分に是正可能であると考えられる⁹。

研究 3 以降では、動機づけの期待×価値理論に基づき、ASC が実際の学習行動を予測する際に媒介すると考えられる学習課題に対する期待、価値の量概念への影響を検討した。研究 3 以降で空間イメージ能力による理科 4 領域の統制感を、研究 4 では統制感と興味価値を、研究 5 では統制感の傾きを説明していた。このことから、空間イメージ能力は学業達成を介さず、個人内自己評価を経て理科と数学に特異的な ASC を規定し、後続の課題遂

⁹ 以上の結果より、男子の方が優れた適性を有するとはいえない。そのため、例えば理系諸分野の入学者選抜試験などにおいて、実施者が「男子の適性は女子の適性を凌駕する」と主張し、その配点や合格基準を変更することの正当性を担保する根拠として本論文の知見を引用することは適切でない。よって、本論文の著者はこれを拒否する。

行に対する期待、価値の両側面の動機づけに影響するものと考えられる。

2. 空間イメージ能力による理科と数学に特異的な動機づけへの影響モデル

上述の考察をまとめると、空間イメージ能力による理科と数学に特異的な動機づけへの影響メカニズムは Figure 15 のようにまとめられる。

先行研究の知見では、空間イメージ能力は理科と数学の学業達成を予測する個人差変数であり、そのためにこうした教科や分野に対する志向性を規定すると素朴に捕らえられていた。本研究の知見は 5 教科間でその影響力を比較することで、客観的な学業達成を介さない、ASC、動機づけ変数に直接影響する経路が存在することを見出した。また、理科教育学として実際に教育的支援に結びつける実践研究を見据え、研究 3 以降では理科という教科の文脈に即した検討も行った。空間イメージ能力による理科の動機づけ変数に対する説明力は繰り返し再現され、また研究 4、および研究 5 では学業達成を介さない動機づけへの直接効果が認められたことから、本モデルの妥当性は担保されているといえ、最終的な目的変数として設定した理科の動機づけまで確かな影響力を及ぼしていると考えられる。

この知見は、教科教育学として教育的支援の方法を講ずる際に有用であり、理科の学習場面での困難を克服するような支援とともに、動機づけ形成過程への介入が有効であることを示唆している。

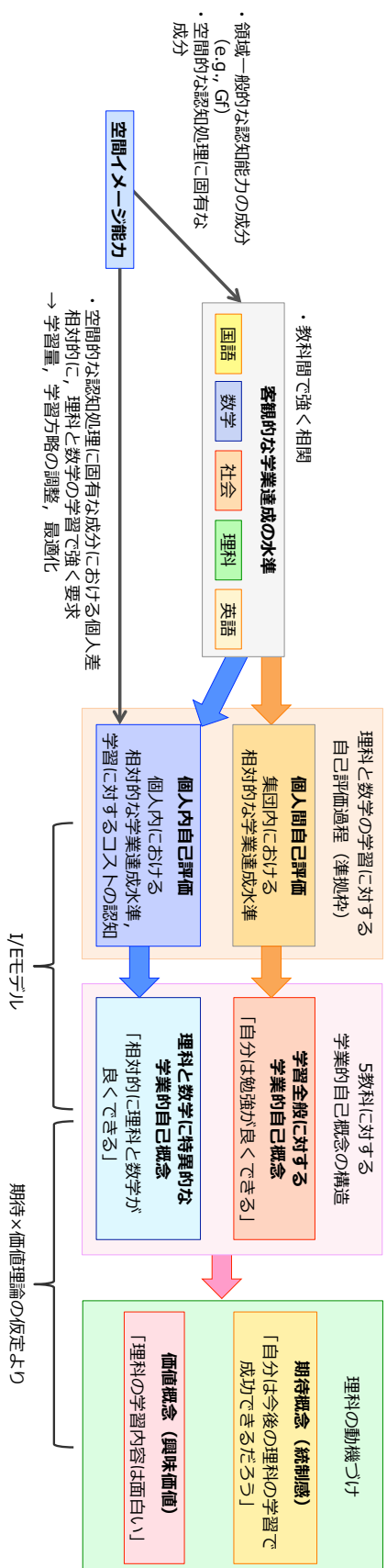


Figure 15. 本論文の結果と先行研究より考察された空間イメージ能力が理科と数学に特異的な学業的自己概念に影響するプロセス

本モデルは重回帰分析やSEMと同じように、矢印(→)の前後関係において、当該説明変数が目的変数に影響することを示すモデルである。各矢印の先に位置する目的変数の説明率(R^2)が1.00であることを想定しているものではなく、少なくとも目的変数の分散の一部を説明できることを示す。すなわち、本研究で検討していない他変数による影響力を否定するものではない。

第3節 心的イメージ能力による理科4領域の学業達成、動機づけへの影響力の差異

1. 空間イメージ能力による影響力

本論文の研究3によって、心的イメージ能力が理科の期待概念（統制感、努力保有感）に及ぼす影響について理科4領域で比較したところ、空間イメージ能力はとりわけ物理領域で強く、物体イメージ能力は生物領域で強い傾向が見出された。

空間イメージ能力による物理領域の学業達成への影響については、Kozhevnikov らが検討している（Kozhevnikov et al., 2002, 2007）。彼女らの実験では、力や運動などの力学の概念獲得状況を問う問題や、グラフ（ v - t グラフ、 x - t グラフ）を活用した問題解答能力に及ぼす影響を扱い、分析している。彼女らの実験結果によると、グラフの読解場面や力、速度などの2次元平面上のベクトル情報を心的に扱う際に、その個人差による影響が顕在化し、低い空間イメージ能力の個人は誤った統合をしたり、一方の成分を無視したりする傾向があることを報告している。

理科の学習ではしばしばグラフの活用を要求する。中学校理科の学習指導要領解説編において、理科の学習では「数値を処理したり、グラフ化したりすることが必要になってくる。また、それらを分析して解釈し表現することが必要である。このような取組により自然を科学的に探究する能力の基礎と態度の育成が図られ、科学的な思考力や判断力、表現力が養われる」ことが明記されている（文部科学省，2008）¹⁰。特に物理領域に注目すると、主に1年生で取り扱う「身近な物理現象」の学習単位において、「ばねにおもりをつるして伸ばし、おもりの数と伸びが比例することを見いださせる。測定結果を処理する際、測定値には誤差が必ず含まれていることや、誤差を踏まえた上で規則性を見いださせるように指導し、誤差の扱いやグラフ化など、測定値の処理の仕方の基礎を習得させることが大切」であると記述されている（文部科学省，2008）。また、主に2年生で扱う「電流とその利用」の学習単位では、「金属線に加える電圧と流れる電流の大きさの関係を測定する実験を行い、測定値をグラフ化し、結果を分析して解釈させ、電圧と電流が比例関

¹⁰ 本論文は平成29年度までに実施された研究によって構成されているため、本章では平成29年告示の新学習指導要領ではなく、現行の学習指導要領（2008）に基づいて考察する。

係にあることを見いださせる」と記述されている（文部科学省，2008）。主に3年生で扱う「運動とエネルギー」の学習単位において、「運動を，記録タイマーで記録したテープから単位時間当たりの移動距離を読み取らせ，結果を表やグラフを用いて分析して解釈させることを通して，「時間と速さ」の関係や「時間と移動距離」の関係の規則性を見いださせる」と記述されており（文部科学省，2008），Kozhevnikov らの実験で用いられた $v-t$ グラフ， $v-x$ グラフの解釈を含んでいる。このように中学校理科の物理領域の学習内容ではどの学年においても実験結果をグラフとして表し，それを適切に読み解いて理論を構築する学習活動が想定されている。Kozhevnikov et al., (2002) や, Kozhevnikov et al. (2007) が報告するように，グラフの読み取りに視空間性ワーキングメモリの処理資源が要求されることで低い空間イメージ能力の個人ほど困難を経験しやすいと考えられる。そのため，本研究で見出された空間イメージ能力による影響力も解釈できる。

しかし，グラフの活用は物理領域にのみ要求される学習活動ではない。例えば化学領域の「化学変化と原子・分子」の学習単位においても，「金属の質量を変えて酸化させる実験を行い，結果をグラフ化し，金属の質量と反応する酸素の質量との比を見いださせるようにする」ことを明記しており，生物領域，地学領域でも実験，観察を行う際のデータの表現方法としてグラフの活用が推奨されている（文部科学省，2017）。このことから，空間イメージ能力による影響が物理領域でとりわけ強い要因は，それ以外の物理領域に固有な学習内容に起因するものであると考えられる。

Kozhevnikov らが実験で扱った力や速度などのベクトル情報も中学校理科の物理領域で取り扱う。中学校1年生における「身近な物理現象」では，力の図示について学習する。ベクトルという語句は扱わないものの，作用点，力の向き，力の大きさが力の3要素であるとして取り扱う（Figure 16 左）。また同単元の水圧の学習では，ゴム膜を張った円筒を水中に沈める実験を行うことで水圧があらゆる向きに働いていることを見出し，それを図示して一般化する（Figure 16 中）。その後さらにその図を用いて浮力が生じる機序を推論することになるが，その思考過程にはベクトルの加法の考え方が含まれる（Figure 16 右）。3年生の「力とエネルギー」では2次元平面上におけるベクトルの加法を平行四辺形の法則として学習し，自分でそれらの合力を求め物体に働く3つ以上の力のつり合いについて推論することが求められる（文部科学省，2008）。同単元で扱う仕事の求め方では，中学校理科においては，力の向きと変位の角度が0度である1次元上でしか扱わないが，ベクトルの内積の考え方を使用する。

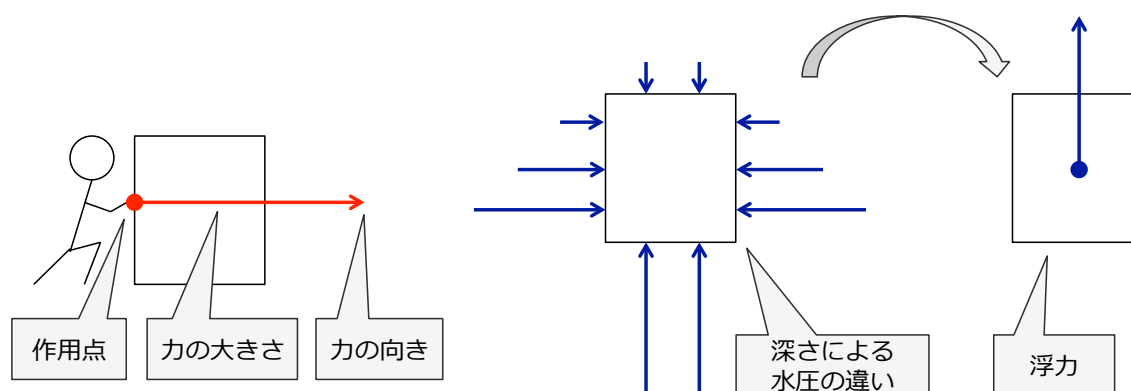


Figure 16. 中学校 1 年生「身近な物理現象」で扱うベクトル処理の例

左は学習する力の 3 要素を示すものである。中央は深さによる水圧の違いを表す図であり、このまとめから子どもは上面と底面にはたらく水圧の差が、浮力が生じる理由であることを学習する。中学校では直方体や球など点対称な形状である物体を想定するため、物体が完全に水中にあるとき浮力の作用点は物体の中心となる。

2 年生で扱う「電流とその利用」の単元において、磁界の向きの表し方として矢印を用いた方法を学習する。さらに、直線電流の周囲に発生する磁界の向きや (i.e., 右ねじの法則), コイルの周辺に発生する磁界 (i.e., 右手の法則), 磁界の中を流れる電流が受ける力 (i.e., フレミングの左手の法則) の学習では、3 次元的なベクトル情報を心的に処理することを求め、さらに、非常に簡略化され、定性的にはあるが、ベクトルの外積の考え方も取り扱う。

こうした学習内容が要求する、ワーキングメモリの処理資源を考えると、複数のベクトルの大きさを心的に比較したり、加法を行う際に一時的に 2 つ以上のベクトル情報を保持したりする必要がある、そのことが空間性ワーキングメモリを圧迫すると考えられることから、本論文中で空間イメージ能力の個人差との関連性が繰り返し検出されたと考えられる。これは研究 6 で心的イメージ能力と物理領域の物理学的描写に関する作図スキルとの正の相関を検出した研究結果とも整合する。中学校理科の他領域の学習を概観するとベクトル処理が要求される場面は見当たらない。このことから、ベクトル情報の心的処理を要求する点が中学校理科の物理領域に特徴的な学習内容であるといえ、空間イメージ能力の個人差がとりわけ物理領域の学業達成、統制感に影響する背景であると考えられる。

2. 物体イメージ能力による影響力

研究 3 では物体イメージ能力による生物領域の統制感への影響力が検出された。しかし研究 5 で縦断的研究を行った結果、生物領域が出題されたテスト得点やその後の統制感への影響力は認められなかった。鮮明な心的イメージによる長期記憶課題への貢献 (e.g., 菱谷, 1982; McKelvie, 1995) と類似するような理科学習への正の効果はないといえる。そのため、本論文において高い物体イメージ能力が生物領域の学習にとって有利であるとする明確な証拠は見出されなかった。

その一方で、研究 5 において、理科 4 領域の統制感、興味価値との確かな正の相関を認めている。そのため、高い物体イメージ能力が客観的な学業達成に貢献することを示す十分な証拠はないが、理科の動機づけ変数に対しては正の影響を及ぼしうるといえる。理科の学習内容を鮮明な絵のようにイメージできることは、「理科の学習で成功できる」という信念（統制感）と、「理科の学習内容は面白い」という興味価値を持つために重要であることを示唆する。また、中学校 1 年生における理科の統制感の切片に対する説明力があったことから、本研究では検討していない小学校理科の学習に対する影響がある可能性がある。

第4節 教育的示唆

研究5で示されたように、低い空間イメージ能力による理科学習での困難が誘発される最初の学習単元は主に中学校1年生で扱う「身近な物理現象」と考えられる。そこで、同単元の学習内容を参照しながら、低い空間イメージ能力を持つ子どもが困難を経験しやすいと予想される学習内容を検討する。

「身近な物理現象」は下位単元である「光と音」、「力と圧力」から構成される（文部科学省，2008）。「光と音」の学習では主に光の屈折を扱う際に空間イメージ能力の個人差が顕在化しやすいと考えられる。光の反射については、入射角と反射角が等しくなるという比較的単純な法則を学習するにとどまる。そのため、問題解答の際に要求される認知的負荷もさほど大きくないだろう。一方光の屈折について、中学校理科では、光の屈折の学習では入射角と屈折角の関係について、空気中からガラス（水）に入射する場合には、入射角 $>$ 屈折角の関係となり、ガラス（水）から空気中に入射する場合には、入射角 $<$ 屈折角の関係になることを「見いださせる」ことが求められている（文部科学省，2008; Figure 17 左）。また、ガラス（水）から空気中に入射する場合、入射角が一定以上に大きくなると全反射が生じることを「見いださせる」（文部科学省，2008）。Shah & Miyake（1996）による空間性ワーキングメモリ課題では、方向の保持がワーキングメモリにおける保持の単位であったことや、ベクトル情報の心的処理の場面では空間イメージ能力による個人差が顕在化しやすいことを考慮すると（Kozhevnikov et al., 2007），こうした光の入射角と屈折角の関係の規則性を子ども自らが見いだす学習活動では、低い空間イメージ能力を持つ子どもほど困難を経験しやすいと考えられる。さらに学習が進むと、光が台形ガラス

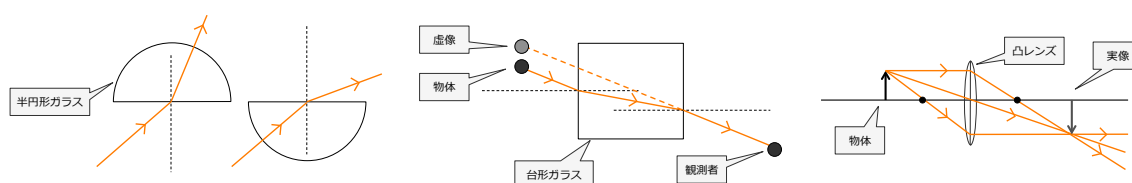


Figure 17. 中学校理科における光の学習で空間イメージ能力の個人差が顕在化しやすいと予想される学習内容

の中を進む様子から見える像の位置を推論することを求める (Figure 17 中)。こうした学習では、入射角と屈折角の関係から正しく Figure 17 中の実践で示したように作図し、その図を使って観測者に入射する光を延長して像の位置を求める必要がある (Figure 17 中、点線)。また、この学習単元では凸レンズを通過する際の光の道筋と実像、虚像の位置についての作図も求められる (Figure 17 右)。研究 6 より物理領域の作図スキルには空間イメージ能力が関与するといえるため、低い空間イメージ能力を持つ子どもほど正しく作図をすることが難しく、台形ガラスにおける虚像の位置の推論では作図の後にも図の解釈を行う必要があるため、困難な学習であると予想される。

前節で考察したように、「力と圧力」の学習ではベクトル情報の心的操作が要求されるため、空間イメージ能力の個人差が顕在化しやすいものと考えられる (Figure 16)。

以下では、こうした学習内容を取扱う際に、低い空間イメージ能力を持つ子どもであっても実感を伴って学習を進めていくためにはどのような教育的支援が考えられるかを、先行研究による知見や学習に関する心理学理論をもとに考察する。

1. 長期記憶と言語的処理を活用したアルゴリズム化方略

Kozhevnikov et al. (2007) は低い空間イメージ能力を持つ学習者ほど、問題解答の際に視空間性ワーキングメモリの処理資源が枯渇しやすいと考察している。ワーキングメモリへの負荷を低減する方策として、長期記憶の活用が挙げられる。理論的にも、長期記憶や複数のモダリティからの情報源を統合した表象を保持するエピソードバッファの存在から、ワーキングメモリと長期記憶との相互作用による処理の効率化は説明できる (Baddeley, 2000)。また、学習における認知的負荷理論 (Sweller, 1988) では、学習に伴うワーキングメモリへの負荷を、教授環境に起因する外在的負荷、内的処理から発生する内在的負荷、課題遂行に必要な課題関連負荷の 3 つから説明している (齊藤・三宅, 2014)。このうち、内在的負荷は問題解答における処理の自動化によって低減できる。また、言語性ワーキングメモリと空間性ワーキングメモリの容量は互いにある程度独立しているため (e.g., Shah & Miyake, 1996)、2 つのモダリティの活用は認知的負荷を低減させられる。

こうしたことから、低い空間イメージ能力を持つ子どもほど、言語的なアルゴリズムに

従って問題解答に当たる方略を採用する利得は大きいと考えられる。すなわち、高い空間イメージ能力を持つ子どもはとりわけ意識的に方略を調整せずとも正解に至る可能性が高いと考えられる課題（例えば、作図を要する物理領域の問題）では、低い空間イメージ能力を持つ子どもは、段階に分けた命題的な思考手順の方が適している可能性がある。例えば、Figure 17 中のような台形レンズを経た虚像の位置を求める場合、「入射した光がガラスにぶつかる境界面に注目する」、「その境界面で入射角と屈折角の関係から光の進行方向を決める」、「再度光がガラスとぶつかる境界面に注目する」、「その境界面で入射角と屈折角の関係から光の進行方向を決める」、「（長期記憶として、像の位置は目に入射する光の延長線上であることを理解しているため）観測者に入射する光を延長する直線を書く」のようなアルゴリズムを獲得していれば、問題解答に必要な空間的なイメージの活用場面は限られる。解答に至る一定の手続きを理解し、自動化して処理することができるようになれば、低い空間イメージ能力を持つ子どもであっても、適切に作図ができ、困難を乗り越えられると考えられる。

そのために必要なことは、「この問題ではこのように解く」といったように、問題とアルゴリズムを対応させて記憶することと、場面に応じてそれを適切に検索できることである。これはテストの問題を解くための最短経路を教えるということではなく、子どもが直面した問題の性質を言語化し、取るべき思考過程をステップとして記述できるようにすることを意味する。例えば「未知の数値に注目して、それを導出するための公式を思い浮かべる」などのように、理科で必要な汎用的な問題解決のフレームワークを獲得することである。こうした知識と思考手順を活用した問題解答は、自己説明（Chi et al., 1989）と対応し、空間性ワーキングメモリとはある程度独立した言語性ワーキングメモリを活用する方略である（Ainsworth & Th Loizou, 2003）。

学習指導要領でも定められているように、こうした規則性やアルゴリズムを最初に導出する際には、子ども自らが「見いだす」ことが求められる（文部科学省，2008，2017）。その際には低い空間イメージ能力を持つ子どもほど時間を要することが予想されるため、足場かけなどの支援が必要だろう。また、これを使用して問題解答、問題解決に当たる場面においては、思考手順を言語化し、アルゴリズムとして活用できるように支援することが有効であると考えられる。

2. 視覚化教材の活用

Bruner の理論で説明されているように、映像的表象に働きかける指導は抽象的な概念の獲得を促進する効果がある (Brown et al., 2009; Fyfe et al., 2014)。また、学習指導要領においてもコンピュータを利用して視覚的に捉えさせることを推奨している (文部科学省, 2008, 2017) このことから、現象の視覚化を支援する教材を活用することが低い空間イメージ能力を持つ子どもにとって有効であると推察される。視覚化により理科の学習支援を試みる教材はこれまでも多く開発されており、例えば力学 (篠原・佐々木・平嶋, 2014)、天文分野 (瀬戸崎・鈴木・岩崎・森田, 2017) など様々な分野で活用されている。しかし、視覚化による教育効果は個人の空間能力に依存するという実験結果も報告されており (Huk, 2006; Mayer & Sims, 1994; Yang, Andre, Greenbowe, & Tibell, 2003)、単純に視覚化教材を使用することが低い空間イメージ能力を持つ子どもに対して有効な教育的支援であると結論づけることはできない。Kozhevnikov & Thornton (2006) は、事前に立てた予想をもとにグループでディスカッションしてから、リアルタイムに可視化される演示実験を観察させる指導方法が、低空間能力の個人に対して有効であったと報告している。日本の理科教育学研究でも空間イメージ処理を促進させる指導が考案されており、例えば、栗原ほか (2016) は、月や金星の見え方の学習の際、位相角に着目すると満ち欠けの様子が説明できることを強調する指導方法によって、空間認識的な理解を促進させられることを確認している。

これらの先行研究から、低い空間イメージ能力を持つ子どもに対して視覚化教材を活用した指導を行う際には、注目するポイントを明確化し情報処理の負荷を低減させることが必要である可能性がある。限られた視空間性ワーキングメモリの処理資源を有効に活用するためには、見るべきポイントを制御し焦点化する必要があると考えられる。

3. メタ認知能力の育成

メタ認知とは、「認知に関する知識や認知 (knowledge or cognition about cognitive phenomena)」と定義される概念であり (Flavell, 1979)、メタ認知的知識 (metacognitive knowledge) とメタ認知的活動 (metacognitive activities) の2つの大きなカテゴリーに

分けられる。メタ認知的知識は、人間の認知特性についての知識、課題についての知識、方略についての知識を指す概念であり、メタ認知的活動は、課題の容易性判断や自己の記憶や理解状況の監視などを指すメタ認知的モニタリングと、目標設定、計画、方略の修正などを指すメタ認知的コントロールから構成される概念である（レビューとして、三宮，2008）。先に挙げた、問題と解答に至るアルゴリズムが対応した知識はメタ認知的知識に、場面に応じてそれを適切に検索し実行できることはメタ認知的活動に該当する。

中央教育審議会（2015）の論点整理の中で、育成すべき資質・能力として、「主体的に学習に取り組む態度も含めた学びに向かう力や、自己の感情や行動を統制する能力、自らの思考のプロセス等を客観的に捉える力など、いわゆる『メタ認知』」を位置づけられている。そのため、理科教育として育成する必要がある能力である。実際、理科教育学の研究の中でメタ認知を測定するための尺度が開発されている（e.g., 木下・松浦・角屋，2005; 松浦・木下，2008; 鈴木，1999）。

メタ認知は知能などの認知能力を統制した上でも学業達成を予測できる変数であることが知られており（e.g., Veenman, Bavelaar, De Wolf, & Van Haaren, 2014），この効果はメタ分析によっても認められている（Ohtani & Hisasaka, 2018）。すなわち、本論文の結果と先行研究の知見より、空間イメージ能力は理科と数学で成功するために重要な認知能力であることは確かであると考えられるが（e.g., Shea et al., 2001; Wai et al., 2009），理科教育の中でメタ認知能力を育成することができれば、これを補償する効果がある可能性がある。

4. 固定的能力観から拡大的能力観の転換

本論文の成果として、空間イメージ能力による理科と数学の学習への影響は動機づけ形成過程において関与があることを明らかにしたことが挙げられる。本論文の研究3で、低い空間イメージ能力による物理領域と化学領域の統制感を低下させる効果を拡大的能力観が緩衝することが見出された。

ここまで述べたような学習方略やメタ認知の活用はコストの高い方略である。そのため、たとえ低い空間イメージ能力を持つ子どもの学業達成を促進するような教育効果があったとしても、理科の学習に対する個人内自己評価を低下させる効果を持つならば、動機づ

け変数に対する影響は軽減できない可能性がある。そのため、「理科の能力は努力や学習の工夫によって伸ばすことのできるものである」という信念を保持させるような働きかけが重要である。

能力観に対する教育的介入を行った研究には、Blackwell, Trzesniewski, & Dweck (2007) による実験的研究がある。この研究では数学を扱い、能力観とスキルの教授を組み合わせて行う教育的介入の方法が、スキルにのみ介入する方法よりも効果的であったことを報告している。また、その教育的効果は子どもの発話にもみられ、拡大的能力観の獲得による動機づけの促進を確認している。この研究では、人間の脳の仕組みとして、新しい知識を学ぶときのネットワークの変化を扱い、人間の知的能力は時間をかけた学習によって変化させられることを強調していた。このように、子供が困難を経験しやすいと考えられる学習単元を扱う際には、人間の適性や才能、能力の可塑性を適宜強調し、困難を経験したときにその原因を安易に自らの能力のなさに帰属させないように、動機づけの形成過程に焦点を当てた介入が有効であると考えられる。

第5節 本研究の限界と今後の課題

本研究の成果として、空間イメージ能力による学業達成を介さない理科と数学の動機づけ形成過程への直接の関与を指摘したことが挙げられる。これを示したモデルである Figure 15 では、空間イメージ能力による学業達成への影響には領域一般的な知能の成分の関与があるため 5 教科間で教科特異性が見出されないものと考えられた。これについて、本論文では先行研究の知見の援用と理論的検討にとどまっており、実際にこれを観測していない。このモデルをさらに精緻化し、領域一般的な知能成分と「空間」的な処理に固有な認知能力による 5 教科の学業達成への寄与を明らかにするためには、これを測定した研究を実施する必要がある。領域一般的な知能 (Gf) を測定する課題の代表的な例として、レーヴン漸進マトリクス (Raven's progressive matrices) 課題が挙げられる。こうした認知課題と空間イメージ能力の測定課題を併用することで、この問題は解決できると考えられる。一方で、こうした認知課題を学校現場で実施することは子どもや授業計画、健全な学校運営にとって大きな負担となることも留意すべきである。こうした後続研究は研究倫理に十分な配慮をした上で実施される必要があると考える。

同様に、空間イメージ能力による理科学習への影響をより詳細に検討する必要も残されている。なぜならば、数感覚 (number sense) と呼ばれる、数量の表象や操作に関わる基本的な能力の獲得と空間性ワーキングメモリ容量との関連が指摘されているためである (Ashkenazi & Danan, 2017)。5 歳時点で測定された空間性ワーキングメモリ容量はその後の数感覚の獲得に寄与し (Gunderson, Ramirez, Beilock, & Levine, 2012)、数感覚は算数・数学の学業達成を説明する (Libertus, Odic, & Halberda, 2012)。また、学習障害の一つとして知られる算数障害 (dyscalculia) の認知的基盤として視空間性ワーキングメモリ容量が挙げられている (Menon, 2016)。神経心理学的な研究では、厳密な演算処理を実行する際には語彙関連処理に関連するネットワークの賦活が認められることから言語的な処理が行われているのに対し、概算による感覚的な数値処理を実行する際には、主に視空間処理を担うとされる頭頂葉の賦活が認められることから、数感覚と視空間認知との間には機能的重畳があると考えられている (Berteletti, Man, Booth, 2015; Dehaene, Spelke, Pinel, Stanescu, & Tsivkin, 1999)。この知見は、空間イメージ能力による理科と

数学に対する個人内自己評価への影響や、理科の中でも計算が多い物理領域の学業達成、統制感への影響を見出した本論文の研究結果とも矛盾しない。よって、今後は本論文の知見に数感覚の個人差を要因計画に加えて慎重にメカニズムを検討する必要がある。

本研究を通して、物体イメージ能力による理科学習への寄与について明確な結論を導けなかった。物体イメージ処理と理科や数学の学習を扱う先行研究では、ポジティブな効果とネガティブな効果の両方が報告されており、一貫していない。本研究においても、動機づけ変数に対するポジティブな効果（研究 3, 4, 5）、学業達成に対するネガティブな効果（研究 4）、あるいは無関連性（研究 4, 6）が検出されている。今後は理科教育の中でもさらに文脈を絞り、物体イメージ能力が関与する学習活動（観察やスケッチなど）に焦点を当てた実証的研究が必要だろう。

教育的示唆では、メタ認知への介入が低い空間イメージ能力を持つ子どもに対する有効な指導方法となりうると考察したが、理科教育学としてメタ認知をいかに測定するかは未解決の課題である（e.g., レビューとして、久坂，2016）。質問紙など内省報告によるメタ認知の測定はオフライン・メソッドと呼ばれる。オフライン・メソッドでは回答に際して、自己のメタ認知の状況をメタ認知することを求めるため、メタ認知能力が低い個人ほど正しく回答できないためにその精度が保証されず、また自己のメタ認知に対する記憶が歪みなども混入しうる（Veenman, Van Hout-Wolters, & Afflerbach, 2006）。また、これまで作成された理科教育用メタ認知測定尺度の測定範囲はメタ認知的活動に偏っており、メタ認知的知識が軽視されている（久坂，2016）。そのため、まずはメタ認知を測定するための枠組みを構築することが求められる。

また、前節で導出した教育的示唆について、実際に介入研究を行っていないため、その教育効果は未知である。真にこうした介入が低い空間イメージ能力を持つ子どもにとって有効な指導方法であることを示すためには、可能ならばランダム化比較試験などバイアスが混入しづらい計画のもとで介入を行い、その効果を比較することが必要である。ただ、こうした介入研究も現場への負担が大きいことから、慎重に計画した上で実践的研究を行う必要があるだろう。

引用文献

- Abramson, L. Y., Seligman, M. E., & Teasdale, J. D. (1978). Learned helplessness in humans: Critique and reformulation. *Journal of abnormal psychology*, 87(1), 49-74.
- Aiken, L. S., & West, S. G. (1991). Multiple regression: Testing and interpreting interactions. London: SAGE Publications.
- Ainsworth, S., & Th Loizou, A. (2003). The effects of self - explaining when learning with text or diagrams. *Cognitive science*, 27(4), 669-681.
- Al-Balushi, S. M. (2013). The relationship between learners' distrust of scientific models, their spatial ability, and the vividness of their mental images. *International Journal of Science and Mathematics Education*, 11(3), 707-732.
- Alloway, T. P., Gathercole, S. E., & Pickering, S. J. (2006). Verbal and visuospatial short - term and working memory in children: Are they separable? *Child development*, 77(6), 1698-1716.
- Amedi, A., Malach, R., & Pascual-Leone, A. (2005). Negative BOLD differentiates visual imagery and perception. *Neuron*, 48(5), 859-872.
- Anderson, J. R. (1978). Arguments concerning representations for mental imagery. *Psychological review*, 85(4), 249-277.
- Andersen, L. (2014). Visual-spatial ability: Important in STEM, ignored in gifted education. *Roeper Review*, 36(2), 114-121.
- Andris, J. F. (1996). The relationship of indices of student navigational patterns in a hypermedia geology lab simulation to two measures of learning style. *Journal of Educational Multimedia and Hypermedia*, 5(3), 303-315.
- 荒井豊 (1995) 理科におけるイメージの果たす役割 理科の教育, 44 (5), 296-300.
- Ashkenazi, S., & Danan, Y. (2017). The role of mathematical anxiety and working memory on the performance of different types of arithmetic tasks. *Trends in Neuroscience and Education*, 7, 1-10.
- Atkinson, R. C., & Shiffrin, R. M. (1971). The control of short-term memory. *Scientific American*, 225(2), 82-91.
- Baddeley, A. (2007). Working memory, thought, and action. Oxford: Oxford University Press. (井関龍太・斎藤智・川崎恵里子 (訳) (2012) ワーキングメモリー思考と行為の心理学的基盤, 誠信書房)
- Baddeley, A. D., & Andrade, J. (2000). Working memory and the vividness of imagery. *Journal of experimental psychology: general*, 129(1), 126-145.
- Baddeley, A. D., & Hitch, G. J. (1974). Working memory. In G. A. Bower (Ed.) *Recent advances in learning and motivation*, Vol.8, 47-89. New York: Academic Press.
- Bandura, A. (1977). Self-efficacy: toward a unifying theory of behavioral change. *Psychological review*, 84(2), 191-215.
- Berteletti, I., Man, G., & Booth, J. R. (2015). How number line estimation skills relate to neural activations in

- single digit subtraction problems. *NeuroImage*, 107, 198-206.
- Betts, G. H. (1909). The distribution and functions of mental imagery (No. 26). Colombia University Teachers College, Contributions to Education Series, 26.
- Black, A. (2005). Spatial ability and earth science conceptual understanding. *Journal of Geoscience Education*, 53(4), 402-414.
- Blackwell, L. S., Trzesniewski, K. H., & Dweck, C. S. (2007). Implicit theories of intelligence predict achievement across an adolescent transition: A longitudinal study and an intervention. *Child development*, 78(1), 246-263.
- Blazhenkova, O., & Kozhevnikov, M. (2010). Visual-object ability: A new dimension of non-verbal intelligence. *Cognition*, 117(3), 276-301.
- Blajenkova, O., Kozhevnikov, M., & Motes, M. A. (2006). Object - spatial imagery: a new self - report imagery questionnaire. *Applied Cognitive Psychology*, 20(2), 239-263.
- Borke, H. (1975). Piaget's mountains revisited: Changes in the egocentric landscape. *Developmental Psychology*, 11(2), 240-243.
- Brown, M. C., McNeil, N. M., & Glenberg, A. M. (2009). Using concreteness in education: real problems, potential solutions. *Child Development Perspectives*, 3(3), 160-164.
- Bruner, J. S., Olver, R. R., & Greenfield, P. M. (1966). *Studies in cognitive growth*. Oxford, England: Wiley.
- Burkley, E., Curtis, J., & Hatvany, T. (2017). The social contagion of incremental and entity trait beliefs. *Personality and Individual Differences*, 108, 45-49.
- Carroll, J. B. (1993). *Human cognitive abilities: A survey of factor-analytic studies*. New York: Cambridge University Press.
- Carroll, J. B. (2005). The three-stratum theory of cognitive abilities. In D.P. Flanagan & P.L. Harrison (Eds.) *Contemporary intellectual assessment: theories, test, and issues*. 2nd ed, (pp.69-76). New York: The Guilford Press.
- Casey, M. B., Nuttall, R. L., & Pezaris, E. (1997). Mediators of gender differences in mathematics college entrance test scores: A comparison of spatial skills with internalized beliefs and anxieties. *Developmental psychology*, 33(4), 669-680.
- Casey, M. B., Nuttall, R. L., & Pezaris, E. (2001). Spatial-mechanical reasoning skills versus mathematics self-confidence as mediators of gender differences on mathematics subtests using cross-national gender-based items. *Journal for research in mathematics education*, 32, 28-57.
- Cattell, R. B. (1963). Theory of fluid and crystallized intelligence: A critical experiment. *Journal of educational psychology*, 54(1), 1-22.
- Ceci, S. J., & Williams W. M. (2007). *Why aren't more women in science? : Top researchers debate the evidence*. Washington, DC: American Psychological Association. (セシ, S. J., ウィリアムス, W.M. 大隅典子 (訳) (2013) なぜ理系に進む女性は少ないのか? ——トップ研究者による 15 の論争—— 西村書店)
- Chen, W. C., & Whitehead, R. (2009). Understanding physics in relation to working memory. *Research in Science & Technological Education*, 27(2), 151-160.
- Chi, M., Bassok, M., Lewis, M., Reimann, P., & Glaser, R. (1989). Self-explanations: How students study and use

- examples in learning to solve problems. *Cognitive Science*, 5, 145–182.
- 中央教育審議会（2015）初等中等教育分科会（第100回）配付資料，Retrieved from http://www.mext.go.jp/b_menu/shingi/chukyo/chukyo3/siryo/attach/1364316.htm
- Colom, R., Contreras, M. J., Botella, J., & Santacreu, J. (2002). Vehicles of spatial ability. *Personality and Individual Differences*, 32(5), 903-912.
- Cowan, N. (2001). The magical number 4 in short-term memory: A reconsideration of mental storage capacity. *The Behavioral and Brain Sciences*, 24, 87–114.
- Cui, X., Jeter, C. B., Yang, D., Montague, P. R., & Eagleman, D. M. (2007). Vividness of mental imagery: individual variability can be measured objectively. *Vision research*, 47(4), 474-478.
- Daneman, M., & Carpenter, P. A. (1980). Individual differences in working memory and reading. *Journal of verbal learning and verbal behavior*, 19(4), 450-466.
- Daneman, M., & Tardif, T. (1987). Working memory and reading skill re-examined. In M. Coltheart (Ed.), *Attention and performance 12: The psychology of reading* (pp. 491-508). Hillsdale, NJ, US: Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- Dehaene, S., Spelke, E., Pinel, P., Stanescu, R., & Tsivkin, S. (1999). Sources of mathematical thinking: Behavioral and brain-imaging evidence. *Science*, 284(5416), 970-974.
- Delgado, A. R., & Prieto, G. (1997). Mental rotation as a mediator for sex-related differences in visualization. *Intelligence*, 24(3), 405-416.
- De Simoni, C., & von Bastian, C. C. (2018). Working memory updating and binding training: Bayesian evidence supporting the absence of transfer. *Journal of Experimental Psychology: General*, 147(6), 829-858.
- Dweck, C. S. (2006). *Mindset: The new psychology of success*. New York, NY: Random House.
- Dweck, C. S., & Leggett, E. L. (1988). A social-cognitive approach to motivation and personality. *Psychological review*, 95(2), 256-273.
- Eccles, J., & Wigfield, A. (1985). Teacher expectancies and student motivation. In J. B. Dusek (Ed.), *Teacher expectancies* (pp. 185-226). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Eccles, J. S., & Wigfield, A. (2002). Motivational beliefs, values, and goals. *Annual Review of Psychology*, 53(1), 109-132.
- Eliot, J. (1987). *Model of psychological space*. New York: Springer-Verlag.
- Elliott, E. S., & Dweck, C. S. (1988). Goals: An approach to motivation and achievement. *Journal of personality and social psychology*, 54(1), 5-12.
- Ekstrom, R. B., Dermen, D., & Harman, H. H. (1976). *Manual for kit of factor-referenced cognitive tests* (Vol. 102). Princeton, NJ: Educational Testing Service.
- Faul, F., Erdfelder, E., Lang, A. G., & Buchner, A. (2007). G*Power 3: A flexible statistical power analysis program for the social, behavioral, and biomedical sciences. *Behavior research methods*, 39(2), 175-191.
- Feist, G. J. (2006). How development and personality influence scientific thought, interest, and achievement. *Review of General Psychology*, 10(2), 163-182.

- Finke, R. A. (1989). *Principles of mental imagery*. Cambridge: The MIT Press.
- Flavell, J. H. (1979). Metacognition and cognitive monitoring: A new area of cognitive–developmental inquiry. *American psychologist*, 34(10), 906-911.
- Frick, A. (2018). Spatial transformation abilities and their relation to later mathematics performance. *Psychological research*, 1-20.
- 藤井勉・上淵寿（2010）潜在連合テストを用いた暗黙の知能観の査定と信頼性・妥当性の検討 教育心理学研究, 58(3), 263-274.
- 深谷達史（2011）科学的概念の学習における自己説明訓練の効果 教育心理学研究, 59(3), 342-354.
- 古市裕一（1993）大学生の大学進学動機と価値意識 進路指導研究, 14, 1-7.
- 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), 13-25.
- Fyfe, E. R., McNeil, N. M., Son, J. Y., & Goldstone, R. L. (2014). Concreteness fading in mathematics and science instruction: A systematic review. *Educational Psychology Review*, 26(1), 9-25.
- Ganley, C. M., Vasilyeva, M., & Dulaney, A. (2014). Spatial ability mediates the gender difference in middle school students' science performance. *Child development*, 85(4), 1419-1432.
- Glanzer, M., & Cunitz, A. R. (1966). Two storage mechanisms in free recall. *Journal of verbal learning and verbal behavior*, 5(4), 351-360.
- Gordon, R. (1949). An investigation into some of the factors that favour the formation of stereotyped images. *British Journal of Psychology. General Section*, 39(3), 156-167.
- Gunderson, E. A., Ramirez, G., Beilock, S. L., & Levine, S. C. (2012). The relation between spatial skill and early number knowledge: the role of the linear number line. *Developmental psychology*, 48(5), 1229-1241.
- 原田勇希・坂本一真・鈴木誠（2018）いつ、なぜ、中学生は理科を好きでなくなるのか？ 理科教育学研究, 58(3), 319-330.
- 原田勇希・鈴木誠（2018）理科4分野の統制感と言語性・空間性ワーキングメモリ容量の関連 日本教育工学会論文誌, 41(Suppl.), 25-28.
- Harris, L. J. (1978). Sex differences in spatial ability: Possible environmental, genetic, and neurological factors. In M. Kinsbourne (Ed.), *Asymmetrical function of the brain*, (pp. 405-522). Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- Harris, L. J., Hanley, C., & Best, C. T. (1978). Conservation of horizontality: Sex differences in sixth graders and college students. In M. S. Smart & R. C. Smart (Eds.), *Adolescence: Development and relationships* (pp. 95-107). New York: Macmillan.
- 畠山孝男（2001）イメージの個人差をめぐる諸問題 菱谷晋介（編）（2001）イメージの世界 (pp.267-293), ナカニシヤ出版
- Hattie, J. A., & Hansford, B. C. (1982). Self measures and achievement: Comparing a traditional review of literature with a meta-analysis. *Australian Journal of Education*, 26(1), 71-75.
- Hegarty, M., & Kozhevnikov, M. (1999). Types of visual–spatial representations and mathematical problem solving. *Journal of educational psychology*, 91(4), 684-689.

- Hegarty, M., & Waller, D. (2004). A dissociation between mental rotation and perspective-taking spatial abilities. *Intelligence*, 32(2), 175-191.
- Heller, P., & Hollabaugh, M. (1992). Teaching problem solving through cooperative grouping. Part 2: Designing problems and structuring groups. *American Journal of Physics*, 60(7), 637-644.
- Heller, P., Keith, R., & Anderson, S. (1997). Teaching problem solving through cooperative grouping (Part 1): Group versus individual problem solving. *MAA NOTES*, 159-172.
- Hembree, R. (1992). Experiments and relational studies in problem solving: A meta-analysis. *Journal for Research in Mathematics Education*, 23(3), 242-273.
- Hestenes, D., Wells, M., & Swackhamer, G. (1992). Force concept inventory. *The physics teacher*, 30(3), 141-158.
- 久坂哲也 (2016) 我が国の理科教育におけるメタ認知の研究動向 理科教育学研究, 56(4), 397-408.
- 菱谷晋介 (1982) 記憶におよぼすイメージ能力と課題特性の関連性の効果 教育心理学研究, 30(1), 22-28.
- 菱谷晋介 (2005) イメージと認知・感情 菱谷晋介・田山忠行 (編) (2005) 心を測る (pp.125-142) 千代田出版
- 菱谷晋介 (2011) イメージ能力の個人差 箱田裕司 (編) (2011) 現代の認知心理学 7 認知の個人差 (pp.52-75) 北大路書房
- 菱谷晋介・西原進吉 (2007) ワーキングメモリのモデルと信号検出理論に基づいたイメージ鮮明度査定能力の測定 認知心理学研究, 4(2), 103-115.
- Hodgkiss, A., Gilligan, K. A., Tolmie, A. K., Thomas, M. S., & Farran, E. K. (2018). Spatial cognition and science achievement: The contribution of intrinsic and extrinsic spatial skills from 7 to 11 years. *British Journal of Educational Psychology*, 88(4), 675-697.
- Hong, Y. Y., Chiu, C. Y., Dweck, C. S., Lin, D. M. S., & Wan, W. (1999). Implicit theories, attributions, and coping: A meaning system approach. *Journal of Personality and Social psychology*, 77(3), 588-599.
- Huk, T. (2006). Who benefits from learning with 3D models? The case of spatial ability. *Journal of computer assisted learning*, 22(6), 392-404.
- 飯田順子・石隈利紀 (2002) 中学生の学校生活スキルに関する研究 教育心理学研究, 50(2), 225-236.
- 飯村周平 (2016) 高校受験期に生じるストレス関連成長 教育心理学研究, 64(3), 364-375.
- 池田浩・三沢良 (2012) 失敗に対する価値観の構造 教育心理学研究, 60(4), 367-379.
- 池田功毅・平石界 (2016) 心理学における再現可能性危機：問題の構造と解決策 心理学評論, 59(1), 3-14.
- 伊藤毅志・大西昇・杉江昇 (1993) 作図すると何故ひらめくのか？ 情報処理学会研究報告ヒューマンコンピュータインタラクション, 25-31.
- Jagacinski, C. M., & Nicholls, J. G. (1984). Conceptions of ability and related affects in task involvement and ego involvement. *Journal of Educational Psychology*, 76(5), 909-919.
- Jarvis, H. L., & Gathercole, S. E. (2003). Verbal and non-verbal working memory and achievements on national

- curriculum tests at 11 and 14 years of age. *Educational and Child Psychology*, 20(3), 123-140.
- Johnson, W., & Bouchard Jr, T. J. (2005). The structure of human intelligence: It is verbal, perceptual, and image rotation (VPR), not fluid and crystallized. *Intelligence*, 33(4), 393-416.
- Jones, S., & Burnett, G. (2008). Spatial ability and learning to program. *Human Technology: An Interdisciplinary Journal on Humans in ICT Environments*, 4 (1), 47-61.
- Kane, M. J., Hambrick, D. Z., Tuholski, S. W., Wilhelm, O., Payne, T. W., & Engle, R. W. (2004). The generality of working memory capacity: a latent-variable approach to verbal and visuospatial memory span and reasoning. *Journal of Experimental Psychology: General*, 133(2), 189-217.
- 狩野裕・三浦麻子 (2007) AMOS, EQS, CALIS によるグラフィカル多変量解析 (増補版) 一目で見る共分散構造分析— 現代数学社
- Kastens, K. (2010). Commentary: Object and spatial visualization in geosciences. *Journal of Geoscience Education*, 58(2), 52-57.
- 加藤弘通・太田正義・松下真実子・三井由里 (2018) 思春期になぜ自尊感情が下がるのか? 青年心理学研究, 30(1), 25-40.
- 加藤義信 (1995) 空間認知研究の歴史と理論 空間認知の発達研究会 (編) 空間に生きる—空間認知の発達の研究— (pp.220-249) 北大路書房
- 川原正広・松岡和生 (2008) 視空間作業記憶の容量制約性と視覚的イメージ処理の関連 イメージ心理学研究, 6(1), 45-56.
- 川原正広・松岡和生 (2009) 視覚的イメージスタイル質問紙作成の試み イメージ心理学研究, 7(1), 19-31.
- Kawahara, M., & Matsuoka, K. (2013). Object-Spatial Imagery Types of Japanese College Students. *Psychology*, 4(03), 165-168.
- 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, 44(4), 393-396.
- 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, 55, 353-364.
- 川崎弘作・角屋重樹・木下博義・石井雅幸・後藤颯一 (2015) 初等教育教員養成課程学生の理科における問題解決能力の実態に関する研究 理科教育学研究, 56(2), 151-159.
- Keogh, R., & Pearson, J. (2017). The perceptual and phenomenal capacity of mental imagery. *Cognition*, 162, 124-132.
- 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, 38(1), 61-71.
- 解良優基・中谷素之 (2016) ポジティブな課題価値とコストが学習行動に及ぼす影響 教育心理学研究, 64(3), 285-295.
- Kessels, R. P., Van Zandvoort, M. J., Postma, A., Kappelle, L. J., & De Haan, E. H. (2000). The Corsi block-tapping task: standardization and normative data. *Applied neuropsychology*, 7(4), 252-258.
- Kimura, D. (2007). Underrepresentation of misrepresentation? In Ceci, S. J., Williams, W. M. (Eds.), *Why aren't*

- more women in science? Top researchers debate the evidence* (pp. 39-46). Washington, DC: American Psychological Association. (キムラ, D. 大隅典子 (訳) (2013) 数の問題か？ 質の問題か？ セシ, S. J., ウィリアムス, W.M. 大隅典子 (訳) (2013) なぜ理系に進む女性は少ないのか？——トップ研究者による 15 の論争—— 西村書店)
- 木村涼子 (2010) ジェンダーと教育 岩井八郎・近藤博之 (編) 現代教育社会学 (pp. 61-77) 有斐閣
- 木下博義・松浦拓也・角屋重樹 (2005) 観察・実験活動における生徒のメタ認知の実態に関する研究——質問紙による調査を通して—— 理科教育学研究, 46(1), 25-33.
- Klauer, K. C., & Zhao, Z. (2004). Double dissociations in visual and spatial short-term memory. *Journal of Experimental Psychology: General*, 133(3), 355-381.
- 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 報告書・調査結果資料 Retrieved from <http://www.nier.go.jp/15chousakekkahoukoku/index.html>
- 国立教育政策研究所 (2016) 生きるための知識と技能——OECD 生徒の学習到達度調査 (PISA) 2015 年調査国際結果報告書 明石書店
- 国立教育政策研究所 (2017) 平成 29 年度 全国学力・学習状況調査 調査結果資料 【全国版／中学校】 Retrieved from <http://www.nier.go.jp/17chousakekkahoukoku/factsheet/17middle/>
- 国立教育政策研究所 (2018) 平成 30 年度 全国学力・学習状況調査 報告書・調査結果資料 Retrieved from <http://www.nier.go.jp/18chousakekkahoukoku/index.html>
- 小松智彦・鈴木誠 (2017) 中学校入学直後の定期テストが理科の自己効力の形成に与える影響及びその背景 理科教育学研究, 58(2), 121-134.
- Korpershoek, H., Kuyper, H., van der Werf, G., & Bosker, R. (2010). Who 'fits' the science and technology profile? Personality differences in secondary education. *Journal of research in Personality*, 44(5), 649-654.
- Kosslyn, S. M. (1980). *Image and mind*. Cambridge: Harvard University Press.
- Kosslyn, S. M. (1994). *Image and brain*. Cambridge: The MIT Press.
- Kosslyn, S. M., Ball, T. M., & Reiser, B. J. (1978). Visual images preserve metric spatial information: evidence from studies of image scanning. *Journal of experimental psychology: Human perception and performance*, 4(1), 47-60.
- Kosslyn, S. M., Brunn, J., Cave, K. R., & Wallach, R. W. (1984). Individual differences in mental imagery ability: A computational analysis. *Cognition*, 18(1-3), 195-243.
- Kosslyn, S. M., Thompson, W. L., & Ganis, G. (2006). *The case for mental imagery*. New York: Oxford University Press. (コスリン, S. M.・トンプソン, W. L.・ガニス, G. 武田克彦 (監訳) (2009) 心的イメージとは何か 北大路書房)
- Kozhevnikov, M., Blazhenkova, O., & Becker, M. (2010). Trade-off in object versus spatial visualization abilities: Restriction in the development of visual-processing resources. *Psychonomic Bulletin & Review*, 17(1), 29-35.
- Kozhevnikov, M., Hegarty, M., & Mayer, R. E. (2002a). Revising the visualizer-verbalizer dimension: Evidence for two types of visualizers. *Cognition and instruction*, 20(1), 47-77.

- Kozhevnikov, M., Hegarty, M., Mayer, R. E. (2002b). Visual/spatial abilities in problem solving in physics. In Anderson, M., Meyer, B., Olivier, P. (Eds.), *Diagrammatic Representations and Reasoning* (pp.155-173), Springer-Verlag.
- Kozhevnikov, M., Kosslyn, S., & Shephard, J. (2005). Spatial versus object visualizers: A new characterization of visual cognitive style. *Memory & cognition*, 33(4), 710-726.
- Kozhevnikov, M., Motes, M. A., & Hegarty, M. (2007). Spatial visualization in physics problem solving. *Cognitive Science*, 31(4), 549-579.
- Kozhevnikov, M., & Thornton, R. (2006). Real-time data display, spatial visualization ability, and learning force and motion concepts. *Journal of Science Education and Technology*, 15(1), 111-132.
- 栗原淳一・濤崎智佳・小林辰至（2015）中学生の満ち欠けの理解に関わる空間認識能力に影響を及ぼす諸要因の因果モデル 理科教育学研究, 56(3), 325-336.
- Kyttälä, M., & Lehto, J. E. (2008). Some factors underlying mathematical performance: The role of visuospatial working memory and non-verbal intelligence. *European Journal of Psychology of Education*, 23(1), 77-94.
- Luck, S. J., & Vogel, E. K. (1997). The capacity of visual working memory for features and conjunctions. *Nature*, 390(6657), 279-281.
- Larkin, J. H., & Simon, H. A. (1987). Why a diagram is (sometimes) worth ten thousand words. *Cognitive science*, 11(1), 65-100.
- Libertus, M. E., Odic, D., & Halberda, J. (2012). Intuitive sense of number correlates with math scores on college-entrance examination. *Acta psychologica*, 141(3), 373-379.
- Linn, M. C., & Petersen, A. C. (1985). Emergence and characterization of sex differences in spatial ability: A meta-analysis. *Child development*, 56(6), 1479-1498.
- Logie, R. H. (1995). *Visuo-spatial working memory*. London: Psychology Press.
- Lohman, D. F. (1988). Spatial abilities as traits, processes, and knowledge. In R. J. Sternberg (Ed.), *Advances in the psychology of human intelligence* (Vol. 4, pp. 181-248). Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- 前原由喜夫（2016）教育現場での認知トレーニングが学業成績と高次認知能力に及ぼす影響の検証 長崎大学教育学部紀要, 2, 67-76.
- Marks, D. F. (1973). Visual imagery differences in the recall of pictures. *British journal of Psychology*, 64(1), 17-24.
- Marsh, H. W. (1986). Verbal and math self-concepts: An internal/external frame of reference model. *American Educational Research Journal*, 23(1), 129-149.
- Marsh, H. W. (1988). Self description questionnaire: A theoretical and empirical basis for the measurement of multiple dimensions of preadolescent self-concept. *A test manual and a research monograph*. San Antonio, TX: Psychological Corporation
- Marsh, H. W., Smith, I. D., & Barnes, J. (1985). Multidimensional self-concepts: Relations with sex and academic achievement. *Journal of Educational Psychology*, 77(5), 581-596.
- 松森靖夫・関利一郎（1981a）児童・生徒の空間認識に関する考察—回転・対称概念を中心として— 日本理科教育学会研究紀要, 21(3), 19-26.

- 松森靖夫・関利一郎 (1981b) 児童・生徒の空間認識に関する考察 (II) 一方向概念を中心として— 日本理科教育学会研究紀要, 22(2), 61-71.
- 松本浩司 (2017) 教育理論における Jerome Bruner の功績をたたえて—教授・学習学やアクティブラーニングへの示唆. 名古屋学院大学論集社会科学篇, 53(4), 129-146.
- 松浦拓也・木下博義 (2008) 項目反応理論を用いたメタ認知尺度の構成に関する基礎的研究—理科学習における観察・実験活動を中心にして— 日本教科教育学会誌, 30(4), 1-7.
- Mayer, D., Sodian, B., Koerber, S., & Schwippert, K. (2014). Scientific reasoning in elementary school children: Assessment and relations with cognitive abilities. *Learning and Instruction*, 29, 43-55.
- Mayer, R. E., & Sims, V. K. (1994). For whom is a picture worth a thousand words? Extensions of a dual-coding theory of multimedia learning. *Journal of educational psychology*, 86(3), 389-401.
- McGrew, K. S. (2009). CHC theory and the human cognitive abilities project: Standing on the shoulders of the giants of psychometric intelligence research. *Intelligence*, 37(1), 1-10.
- McKelvie, S. J. (1995). The VVIQ as a psychometric test of individual differences in visual imagery vividness: A critical quantitative review and plea for direction. *Journal of Mental Imagery*, 19, 1-106.
- Menon, V. (2016). Working memory in children's math learning and its disruption in dyscalculia. *Current Opinion in Behavioral Sciences*, 10, 125-132.
- Miller, G. A. (1956). The magical number seven, plus or minus two: Some limits on our capacity for processing information. *Psychological review*, 63(2), 81-97.
- Mishkin, M., & Ungerleider, L. G. (1982). Contribution of striate inputs to the visuospatial functions of parieto-preoccipital cortex in monkeys. *Behavioural brain research*, 6(1), 57-77.
- Mix, K. S., Levine, S. C., Cheng, Y. L., Young, C., Hambrick, D. Z., Ping, R., & Konstantopoulos, S. (2016). Separate but correlated: The latent structure of space and mathematics across development. *Journal of Experimental Psychology: General*, 145(9), 1206-1227.
- 三好一英・服部環 (2010) 海外における知能研究と CHC 理論 筑波大学心理学研究, 40, 1-7.
- Möller, J., Pohlmann, B., Köller, O., & Marsh, H. W. (2009). A meta-analytic path analysis of the internal/external frame of reference model of academic achievement and academic self-concept. *Review of Educational Research*, 79(3), 1129-1167.
- 文部科学省 (2008) 中学校学習指導要領解説 理科編 大日本図書
- 文部科学省 (2009) 高等学校理科学習指導要領解説 理科編 理数編 実教出版
- 文部科学省 (2017a) 中学校学習指導要領解説 理科編 Retrieved from http://www.mext.go.jp/component/a_menu/education/micro_detail/___icsFiles/afieldfile/2018/06/12/1387018_5_2_2.pdf
- 文部科学省 (2017b) 小学校学習指導要領解説 理科編 Retrieved from http://www.mext.go.jp/component/a_menu/education/micro_detail/___icsFiles/afieldfile/2018/05/07/1387017_5_1_1.pdf
- Motes, M. A., Malach, R., & Kozhevnikov, M. (2008). Object-processing neural efficiency differentiates object from spatial visualizers. *Neuroreport*, 19(17), 1727-1731.

- Nicholls, J. G. (1989). *The competitive ethos and democratic education*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Niiya, Y., Crocker, J., & Bartmess, E. N. (2004). From vulnerability to resilience: Learning orientations buffer contingent self-esteem from failure. *Psychological Science*, 15(12), 801-805.
- Noble, K. G., Norman, M. F., & Farah, M. J. (2005). Neurocognitive correlates of socioeconomic status in kindergarten children. *Developmental science*, 8(1), 74-87.
- Noftle, E. E., & Robins, R. W. (2007). Personality predictors of academic outcomes: big five correlates of GPA and SAT scores. *Journal of personality and social psychology*, 93(1), 116-130.
- 岡林秀樹 (2006) 発達研究における問題点と縦断データの解析方法 パーソナリティ研究, 15(1), 76-86.
- 小川哲男 (2017) 自由施行から問題解決へ至る子供の思考の変化 森本信也 (編) 理科授業をデザインする一理論とその展開— (pp.31-45) 東洋館出版社
- Ohtani, K., & Hisasaka, T. (2018). Beyond intelligence: a meta-analytic review of the relationship among metacognition, intelligence, and academic performance. *Metacognition and Learning*, 13(2), 179-212.
- 及川昌典 (2005) 知能観が非意識的な目標追求に及ぼす影響 教育心理学研究, 53(1), 14-25.
- 岡田大爾 (2018) 空間認識能力の育成をめざす天文分野の学習指導 風間書房
- 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, 48(2-3), 3-10.
- 荳阪満里子 (2002) ワーキングメモリ 脳のメモ帳 新曜社
- 荳阪良二・梅本堯夫 (1984) 新訂京大 NX15-検査(第2版) 大成出版・牧野書房
- 小塩真司・阿部晋吾・カトローニ ピノ (2012) 日本語版 Ten Item Personality Inventory (TIPI-J) 作成の試み パーソナリティ研究, 21(1), 40-52.
- Ozdemir, G. (2010). Exploring visuospatial thinking in learning about mineralogy: spatial orientation ability and spatial visualization ability. *International journal of science and mathematics education*, 8(4), 737-759.
- Pavio, A. (1971). *Imagery and verbal processing*. New York: Holt, Rinehart and Winston.
- Pearson, J., Clifford, C. W., & Tong, F. (2008). The functional impact of mental imagery on conscious perception. *Current Biology*, 18(13), 982-986.
- Pearson, J., Rademaker, R. L., & Tong, F. (2011). Evaluating the mind's eye: the metacognition of visual imagery. *Psychological Science*, 22(12), 1535-1542.
- Perfetti, C. A., & Goldman, S. R. (1976). Discourse memory and reading comprehension skill. *Journal of Memory and Language*, 15(1), 33-42.
- Piaget, J. & Inhelder, B. (1941) *Le développement des quantités chez l'enfant*. Neuchatel : Delachaux & Niestle (滝 沢武久・銀林浩 (訳) (1965) 量の発達心理学 国土社)
- Pintrich, P. R., & De Groot, E. V. (1990). Motivational and self-regulated learning components of classroom

- academic performance. *Journal of educational psychology*, 82(1), 33-40.
- Plummer, J. D., Bower, C. A., & Liben, L. S. (2016). The role of perspective taking in how children connect reference frames when explaining astronomical phenomena. *International Journal of Science Education*, 38(3), 345-365.
- Poropat, A. E. (2009). A meta-analysis of the five-factor model of personality and academic performance. *Psychological bulletin*, 135(2), 322-338.
- Poltrock, S. E., & Brown, P. (1984). Individual differences in visual imagery and spatial ability. *Intelligence*, 8(2), 93-138.
- Polya, G. (1945). *How to solve it*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Pylyshyn, Z. W. (1973). What the mind's eye tells the mind's brain: A critique of mental imagery. *Psychological bulletin*, 80(1), 1-24.
- Rhodes, S. M., Booth, J. N., Palmer, L. E., Blythe, R. A., Delibegovic, M., & Wheate, N. J. (2016). Executive functions predict conceptual learning of science. *British Journal of Developmental Psychology*, 34(2), 261-275.
- Richardson, A. (1977). Verbalizer-visualizer: A cognitive style dimension. *Journal of Mental Imagery*, 1, 109-126.
- Richardson, J. T. (1999). *Imagery*. London: Psychology Press Ltd., a member of the Taylor & Francis group. (ジョン・T・E. リチャードソン 西本武彦 (監訳) (2002) イメージの心理学 -心の動きと脳の働き 早稲田大学出版部
- Rimfeld, K., Shakeshaft, N. G., Malanchini, M., Rodic, M., Selzam, S., Schofield, K., Dale, P. S., Kovas, Y., & Plomin, R. (2017). Phenotypic and genetic evidence for a unifactorial structure of spatial abilities. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 114(10), 2777-2782.
- Robinson, D. H., & Kiewra, K. A. (1995). Visual argument: Graphic organizers are superior to outlines in improving learning from text. *Journal of educational psychology*, 87(3), 455-467.
- Rohde, T. E., & Thompson, L. A. (2007). Predicting academic achievement with cognitive ability. *Intelligence*, 35(1), 83-92.
- Rosander, P., Bäckström, M., & Stenberg, G. (2011). Personality traits and general intelligence as predictors of academic performance: A structural equation modelling approach. *Learning and individual differences*, 21(5), 590-596.
- Roth, B., Becker, N., Romeyke, S., Schäfer, S., Domnick, F., & Spinath, F. M. (2015). Intelligence and school grades: A meta-analysis. *Intelligence*, 53, 118-137.
- 坂本憲明 (2017) 子どもにおける科学概念の記憶とその多様性 森本信也 (編) 理科授業をデザインする—理論とその展開— (pp.102-118) 東洋館出版社
- 佐藤寛之 (2017) 描画や比喩的表現からみる子どもの学び 森本信也 (編) 理科授業をデザインする—理論とその展開— (pp.80-101) 東洋館出版社
- 佐藤純 (1998) 学習方略の有効性の認知・コストの認知・好み学習方略の使用に及ぼす影響 教育心理学研究, 46(4), 367-376.
- 瀬戸崎典夫・岩崎勤・森田裕介 (2012) 多視点型天体教材を用いた授業実践における能動的学習の効果

日本教育工学会論文誌, 36(2), 81-90.

瀬戸崎典夫・鈴木滉平・岩崎勤・森田裕介 (2017) タンジブル天体学習用 AR 教材の開発および協調学習における有用性の評価 日本教育工学会論文誌, 40(4), 253-263.

Shah, P., & Miyake, A. (1996). The separability of working memory resources for spatial thinking and language processing: An individual differences approach. *Journal of experimental psychology: General*, 125(1), 4-27.

Shea, D.L., Lubinski, D., & Benbow, C.P. (2001). Importance of assessing spatial ability in intellectually talented young adolescents: A 20-year longitudinal study. *Journal of Educational Psychology*, 93(3), 604.

Shepard, R. N., & Metzler, J. (1971). Mental rotation of three-dimensional objects. *Science*, 171(3972), 701-703.

篠原智哉・佐々木一真・平嶋宗 (2014) 力間の関係の外化を用いた力学学習支援システムの開発とその実験的利用 教育システム情報学会誌, 31(4), 251-263.

Shipstead, Z., Redick, T. S., & Engle, R. W. (2012). Is working memory training effective?. *Psychological bulletin*, 138(4), 628-654.

Sirin, S. R. (2005). Socioeconomic status and academic achievement: A meta-analytic review of research. *Review of educational research*, 75(3), 417-453.

Skinner, E. A., Chapman, M., & Baltes, P. (1988a). Control, means-ends, and agency beliefs: A new conceptualization and its measurement during childhood. *Journal of Personality and Social Psychology*, 54(1), 117-133.

Skinner, E. A., Chapman, M., and Baltes, P. (1988b) Children's beliefs about control, means-ends, and agency: Developmental differences during middle childhood. *International Journal of Behavioral Development*, 11(3), 369-388.

Stavridou, F. & Kakana, D. (2008). Graphic abilities in relation to mathematical and scientific ability in adolescents. *Educational Research*, 50(1), 75-93.

St Clair-Thompson, H. L., & Gathercole, S. E. (2006). Executive functions and achievements in school: Shifting, updating, inhibition, and working memory. *Quarterly journal of experimental psychology*, 59(4), 745-759.

Stieff, M., & Uttal, D. (2015). How much can spatial training improve STEM achievement? *Educational Psychology Review*, 27(4), 607-615.

Stull, A. T., Hegarty, M., Dixon, B., & Stieff, M. (2012). Representational translation with concrete models in organic chemistry. *Cognition and Instruction*, 30(4), 404-434.

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, 36(3), 1-11.

鈴木誠 (1999) 理科の学習場面における自己効力感, 学習方略, 学業成績に関する基礎的研究 理科教育学研究, 40(1), 11-23.

鈴木誠 (1997) 理科教育における学習意欲の構造に関する研究 (4) —児童や生徒の自己効力感, 認知的方略のメタ認知, 及び社会的関係性の発達の变化について— 日本理科教育学会研究紀要, 38(1), 11-21.

鈴木誠 (2002) 理科の学習における自己効力の違いが, 生徒の学習目標の設定に及ぼす影響 理科教育

- 学研究, 43(1), 1-10.
- 鈴木誠 (2008) 意欲を引き出す授業デザイン—人をやる気にするには何が必要か 東洋館出版社
- Sweller, J. (1988). Cognitive load during problem solving: Effects on learning. *Cognitive science*, 12(2), 257-285.
- Tachibana, R., Namba, Y., & Noguchi, Y. (2014). Two speed factors of visual recognition independently correlated with fluid intelligence. *PloS one*, 9(5), e97429.
- 竹内謙彰 (1995) まよう 空間認知の個人差 空間認知の発達研究会 (編) 空間に生きる—空間認知の発達の研究— (pp.138-151) 北大路書房
- 丹野義彦 (2011) 個人差 鹿取廣人・鳥居修晃 (編) 心理学 第4版 (pp.239-268) 東京大学出版会
- Thurstone, L.L. (1938). *Primary mental abilities*. Chicago: University of Chicago Press.
- Tsubomi, H., & Watanabe, K. (2017). Development of visual working memory and distractor resistance in relation to academic performance. *Journal of experimental child psychology*, 154, 98-112.
- 土田理・小林学 (1986) 児童・生徒の天文分野における視点移動能力の発達過程と関係する基礎的研究 地学教育, 39(5), 167-176.
- 上淵寿 (2004) 達成目標理論の最近の展開 上淵寿 (編) (2004) 動機づけ研究の最前線 (pp.88-107) 北大路書房
- 梅本貴豊・中西良文 (2010) CAMI (Control, Agency, and Means-Ends Interview) による期待信念と学習行動の関連 教育心理学研究, 58(3), 313-324.
- 梅本貴豊・田中健史朗 (2012) 大学生における動機づけ調整方略 パーソナリティ研究, 21(2), 138-151.
- Unsworth, N., Redick, T. S., Heitz, R. P., Broadway, J. M., & Engle, R. W. (2009). Complex working memory span tasks and higher-order cognition: A latent-variable analysis of the relationship between processing and storage. *Memory*, 17(6), 635-654.
- 漆畑文哉・吉田淳 (2015) アニメーション教材を導入した授業における粒子概念の変容的評価—高等学校化学基礎「中和」の実践を例に— 科学教育研究, 39(3), 243-251.
- 宇佐美慧・荘島宏二郎 (2015) 発達心理学のための統計学: 縦断データの分析 (心理学のための統計学 7) 誠信書房
- Uttal, D. H., & Cohen, C. A. (2012). Spatial thinking and STEM education: When, why, and how? *Psychology of learning and motivation*, 57(2), 147-181.
- Uttal, D. H., Meadow, N. G., Tipton, E., Hand, L. L., Alden, A. R., Warren, C., & Newcombe, N. S. (2013). The malleability of spatial skills: A meta-analysis of training studies. *Psychological bulletin*, 139(2), 352-402.
- Vandenberg, S. G., & Kuse, A. R. (1978). Mental rotations, a group test of three-dimensional spatial visualization. *Perceptual and motor skills*, 47(2), 599-604.
- Van Garderen, D. (2006). Spatial visualization, visual imagery, and mathematical problem solving of students with varying abilities. *Journal of learning disabilities*, 39(6), 496-506.
- Van Heuvelen, A., & Zou, X. (2001). Multiple representations of work–energy processes. *American Journal of*

- Physics*, 69(2), 184-194.
- Vedel, A. (2016). Big Five personality group differences across academic majors: A systematic review. *Personality and individual differences*, 92, 1-10.
- Vedel, A., Thomsen, D. K., & Larsen, L. (2015). Personality, academic majors and performance: Revealing complex patterns. *Personality and Individual Differences*, 85, 69-76.
- Veenman, M. V., Bavelaar, L., De Wolf, L., & Van Haaren, M. G. (2014). The on-line assessment of metacognitive skills in a computerized learning environment. *Learning and Individual Differences*, 29, 123-130.
- Veenman, M. V., Van Hout-Wolters, B. H., & Afflerbach, P. (2006). Metacognition and learning: Conceptual and methodological considerations. *Metacognition and learning*, 1(1), 3-14.
- Voyer, D., & Voyer, S. D. (2014). Gender differences in scholastic achievement: A meta-analysis. *Psychological bulletin*, 140(4), 1174-1204.
- Voyer, D., Voyer, S., & Bryden, M. P. (1995). Magnitude of sex differences in spatial abilities: a meta-analysis and consideration of critical variables. *Psychological bulletin*, 117(2), 250-270.
- 和田一郎 (2011) 理科教育における自己調整学習の成立要因に関する考察 北海道教育大学紀要 教育科学編, 61(2), 243-252.
- Wai, J., Lubinski, D., & Benbow, C. P. (2009). Spatial ability for STEM domains: Aligning over 50 years of cumulative psychological knowledge solidifies its importance. *Journal of Educational Psychology*, 101(4), 817-835.
- Wai, J., & Kell, H. J. (2017). What Innovations Have We Already Lost? : The Importance of Identifying and Developing Spatial Talent. In M. S. Khine (Ed.) *Visual-spatial Ability in STEM Education: Transforming Research into Practice* (pp. 109-124). Switzerland: Springer.
- Wang, L. (2017). Various Spatial Skills, Gender Differences, and Transferability of Spatial Skills. In M. S. Khine (Ed.) *Visual-spatial Ability in STEM Education: Transforming Research into Practice* (pp. 85-108). Switzerland: Springer.
- Warrington, E. K., & Shallice, T. (1969). The selective impairment of auditory verbal short-term memory. *Brain*, 92(4), 885-896.
- Weiner, B. (1972). *Theories of motivation: From mechanism to cognition*. Oxford: Markham.
- White, R.T. (1988). *Learning Science*. Oxford: Basil Blackwell. (ホワイト, R.T. 森本信也・堀哲夫 (訳) (1990) 子ども達は理科をいかに学習し教師はいかに教えるか 東洋館出版社)
- Wigfield, A., & Eccles, J. S. (2000). Expectancy-value theory of achievement motivation. *Contemporary educational psychology*, 25(1), 68-81.
- Wood, R., & Bandura, A. (1989). Impact of conceptions of ability on self-regulatory mechanisms and complex decision making. *Journal of personality and social psychology*, 56(3), 407-415.
- Wu, H. K., & Shah, P. (2004). Exploring visuospatial thinking in chemistry learning. *Science education*, 88(3), 465-492.
- 山森光陽 (2004) 中学校 1 年生の 4 月における英語学習に対する意欲はどこまで持続するのか 教育

心理学研究, 52(1), 71-82.

山崎圭子 (2018) 心的イメージと視覚性ワーキングメモリ 堀忠雄・尾崎久記 (監修), 室橋春光・荳阪満里子 (編) (2018) 生理心理学と精神生理学 第 III 巻 展開 (pp. 75-84) 北大路書房

Yang, E. M., Andre, T., Greenbowe, T. J., and Tibell, L. (2003). Spatial ability and the impact of visualization/animation on learning electrochemistry. *International Journal of Science Education*, 25(3), 329-349.

謝辞

本論文の完成にあたり、多くの方々よりお力添えをいただきました。

まず、本研究の遂行にご協力いただいた中学校、高校の生徒の皆様、ならびに教職員の皆様にお礼を申し上げます。特に、札幌市立 A 中学校の皆様には深く感謝を申し上げます。2 年間学校に迎え入れて下さいました、橋本敏昭学校長、中山明彦教頭、大高雅子教頭、そして教職員と生徒の皆様のご協力がなければ本論文の完成はありませんでした。

また、私が塾講師としてアルバイトをしていた時の同僚や生徒の皆様にも大変お世話になりました。塾講師として過ごした 5 年間の中では、たくさんの研究のヒントに出会うことができました。特に 2013 年度に“手稲駅前”，2014 年度，2015 年度に“駅前通り”で過ごした時間は宝物です。皆様の存在なくして本研究への着想はありませんでした。

研究活動を行うにあたり、科学教育研究室の所属教員である細川敏幸先生、池田文人先生、山田邦雅先生、重田勝介先生には大変お世話になりました。修士課程に在学している頃より、ゼミの中で様々なご指導を頂きました。先生方のご指導無くして本研究の完成はありませんでした。細川先生、池田先生、そして北海道大学文学研究科の川端康弘先生には本学位論文の副査を担って頂きました。先生方には予備審査会で本論文の修正点について具体的なアドバイスを頂きました。先生方より賜ったアドバイスとご丁寧な審査があったからこそ本論文を無事に提出することができました。ありがとうございました。

研究室の先輩である鶴岡森昭先生、松本浩幸先生、小松智彦先生、小泉光世さんに感謝申し上げます。鶴岡先生や松本先生からは教育現場の視点から貴重なアドバイスを頂きました。鶴岡先生がご存命の間に本論文を完成させられなかったことが残念でなりません。とりわけ小泉さんとは研究室内で多くの時間を共にし、議論を通して自らの論考が整理されていきました。先輩方は常に私の前を走り続けてくださり、そして不勉強な後輩に多くのご指導を頂いたことに、感謝しております。

そして、何よりも私の 2 名の実質的な指導教員からは、並々ならぬご指導を賜りました。

札幌市立 A 中学校の三浦雅美先生からは、本研究への多大なるご協力、ならびに教育現場の立場より多くのアドバイスを頂きました。私を快く学校に迎え入れて下さり、1 年間ほぼ全ての授業を見学させて頂きました。およそ 30 年にわたり研鑽を積まれた授業は素晴らしい完成度であり、圧倒されました。その三浦先生のご指導のもと共同で授業を作っ

た経験は一生の宝です。これからも一緒に研究ができればと思っております。本当にありがとうございました。

そして、修士課程より 5 年間ご指導ご鞭撻を賜りました鈴木誠先生には心より感謝申し上げます。鈴木先生からは研究に関する専門知識や統計学はもとより、研究の対する向き合い方についても多くのご指導を頂きました。前例の有無ではなく、最新の知識と手法を駆使して新たな研究領域を開拓していく鈴木先生のお姿から、北海道大学の基本理念のひとつである“フロンティア精神”を学びました。また常に学生の自主性を尊重して下さる先生の下で研究ができたことで、様々な研究課題にチャレンジすることができました。いずれ鈴木先生のように時代の最先端を行く研究者になれるよう、これからも先生の背中を追って研究に邁進していく所存です。本当にありがとうございました。そして、今後とも引き続きご指導ご鞭撻を賜りますよう、どうぞよろしくお願い申し上げます。

附録 研究 6 で作成した作図スキルテスト

問題 A

風がなく、雨がまっすぐ真下に落ちている日に、由美さんは時速 50 km で水平な道を走っている電車に乗っていました。電車の窓から外を見たところ、雨の雫は、地面から真上に真っ直ぐ引いた線と 30 度の角をなして進行方向から降ってくるように見えました。

電車が速度を上げ、時速 80 km に達したところ、雨の雫の角度が変わりました。またその後、駅に近づいたため速度を落とし、時速 20 km まで減速すると、さらに角度は変わりました。

さて、電車が時速 50 km で走っているとき、時速 80 km まで速くなったとき、時速 20 km まで遅くなったとき、由美さんから見える雨の雫の様子はそれぞれどのようなになっているでしょうか。窓から見える様子を、わかっている角度は書き込み、また角度の大小関係に注意し、さらに電車の進行方向がわかるように図に表してください。

問題 B

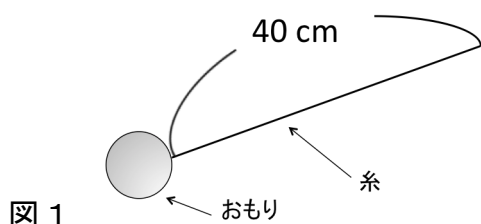
太郎さんと次郎くんは、回転している物体の働く力と運動について調べるため、ボール型のおもりに 40cm の糸をつないだものを用意しました（図 1）。

太郎くんは糸の端を指でつまみ、おもりを吊り下げて静止させました。その後、糸をつまんでいる指の位置をできるだけ固定し、おもりを下側に吊り下げたまま、太郎くんから見て反時計回りに、一定の速さでくるくると回転させました。

次郎くんはその様子を横から動かずに観察していました。するとはじめ静止していたときの糸と回転している糸との間の角度は、15 度であることに気づきました。

このときのおもりと糸の様子を、次郎くんから見た図と（横から観察した図）と、太郎くんから見た図（上から観察した図）を描いてください。

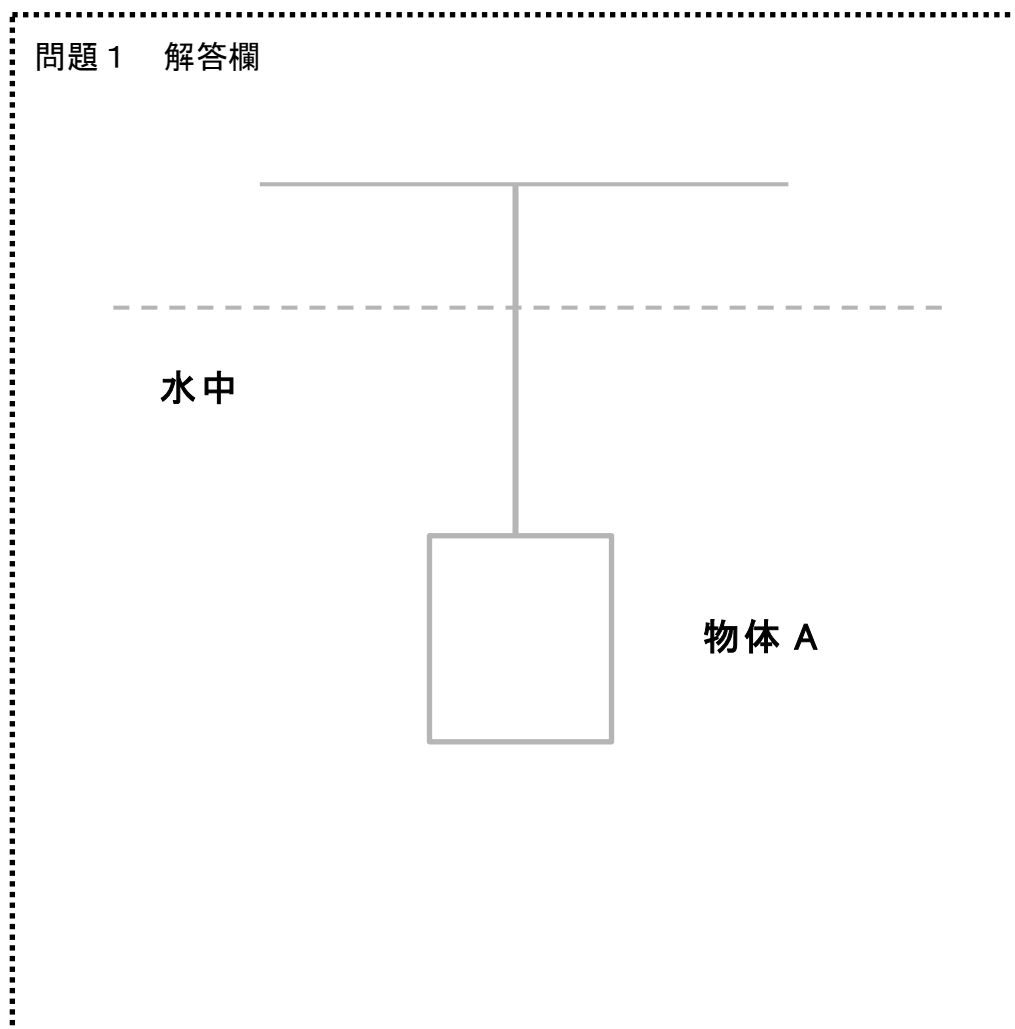
ただしおもりが動いている方向と、わかっている長さや角度の情報は図に書き込んでください。



問題 C

図のように糸でつながれている物体 A が水中で静止しています。①この物体 A にはたらく全ての力を矢印で表してください。

またこの物体には重力が 5 N 、浮力が 2 N はたらいています。②このことからわかる物体 A にはたらく力の大きさを全て図に書き込んでください。

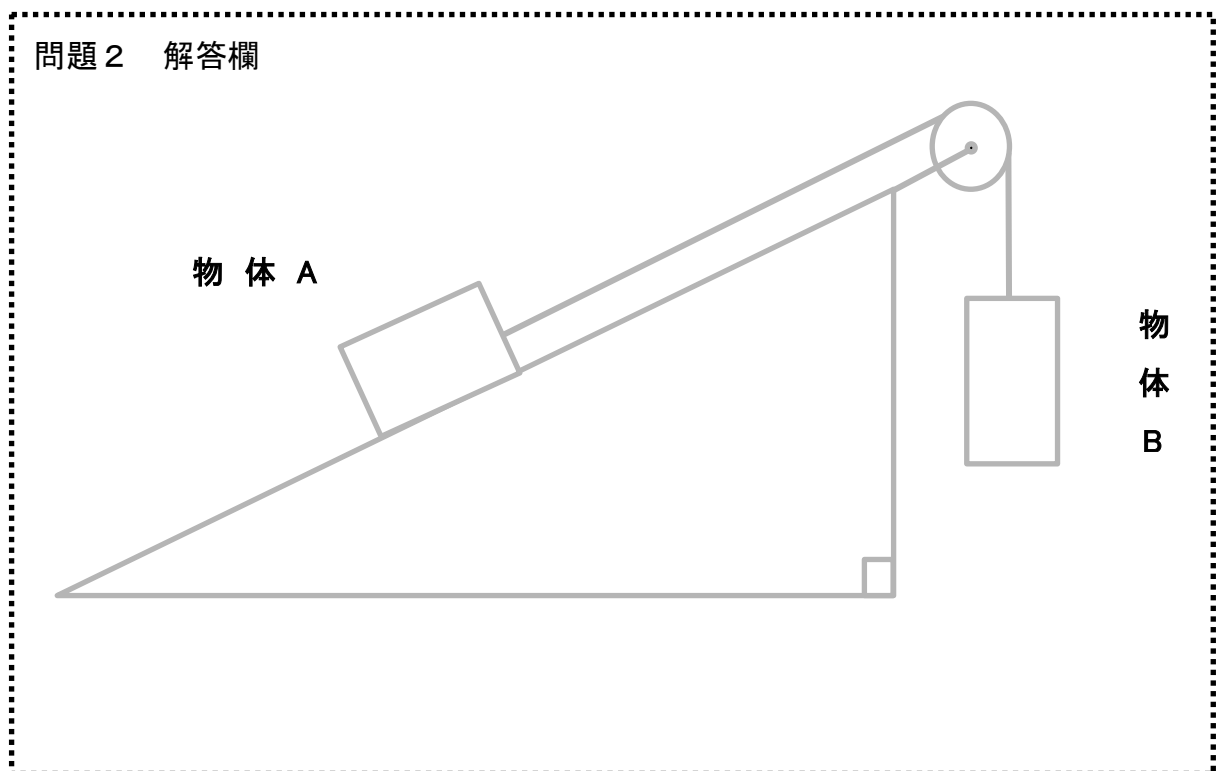


問題 D

下の図のように摩擦のないなめらかな斜面上に糸でつながれている物体 A を置き、糸を定滑車を通し、物体 B をつるしたところ、2 つの物体は静止しました。

①このときの物体 A と B にはたらく全ての力をそれぞれ矢印で示してください。また、斜面上の物体にはたらく力を、斜面に対して垂直な方向と水平な方向に分解してください。

②また、物体 B には 5 N の重力がはたらいていました。このことからわかる物体 A、物体 B にはたらく力の大きさも全て図に書き込んでください。



問題 E

トムくんは光がガラスの中をどのように進むのかを調べるため、図2,3のような三角形のガラスと光源装置（直線の光を出す装置）を用意しました。

トムくんは光源装置から出る光と面Aが垂直になるようにしました。すると面Aから入った光は、ガラスの中ではじめにぶつかった面で全反射（鏡のように光が全て反射）し、その次にぶつかった面で屈折しながらガラスから出ていきました。屈折してガラスから出ていく光と面の間の角度は40度でした。

このとき、光はガラスの中と外をどのように進んだでしょうか。光の道筋とガラスの様子を、面の名前（A,B,C）や角度がわかるように図に表してください。

図1（横から見た図）

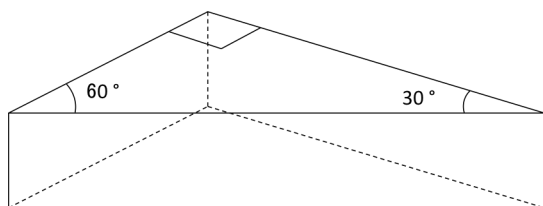
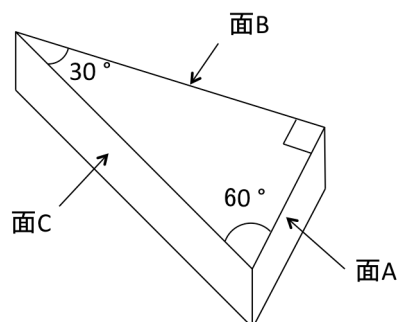
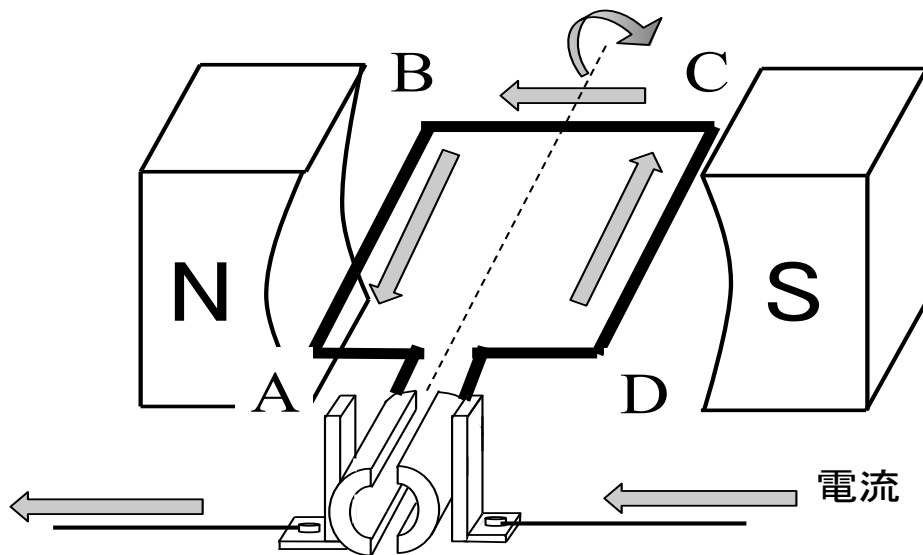


図2（上から見た図）



問題 F

図のように電流を流した時コイルが回転しています。このコイルが半回転した時の ①頂点の位置 (A、B、C、D)、②電流の向き、③回転の向き、④ア、イでの力の向きを図に書き込んでください。



問題 3 解答欄

