

事例研究論文

小学校 6 年間の学力変化の分析

Changes in Academic Achievement during Six Years of Elementary  
School

宮本 友弘<sup>1</sup>

Tomohiro Miyamoto<sup>1</sup>

<sup>1</sup> 東北大学

<sup>1</sup>Tohoku University

## 小学校 6 年間の学力変化の分析

宮本 友弘<sup>1</sup>

<sup>1</sup>東北大学

本研究の目的は、小学校 6 年間の縦断データを用いて学力の発達の様相を分析することであった。ある私立小学校の児童 613 名（男子 275 名、女子 338 名）の 6 学年分の標準学力テスト（算数、国語）のデータを使用した。研究 1 では、潜在成長モデルによる分析を行った。その結果、モデルの適合度は良好でなく、小学校 6 年間の学力の変化には多様なパターンが混在することが示唆された。研究 2 では、山田(1990)の手法を応用し、小学校 6 年間の学力の変化パターンの分類を試みた。その結果、算数、国語ともに代表的なパターンを見出した。さらに、それらは、6 年間あまり変動のないタイプ、低学年で変動の激しいタイプ、高学年で変動が激しいタイプの 3 つに分類された。これらは、従来から指摘されてきた、できる子とできない子が早期に分離、固定化する傾向や、小学校の中学年で学力の停滞を示す児童が多く出現する現象とも符合した。

**キーワード：**小学生、学力、縦断データ、算数、国語

## Changes in Academic Achievement during Six Years of Elementary School

Tomohiro Miyamoto<sup>1</sup>

<sup>1</sup>Tohoku University

Developmental aspects of academic achievement were analyzed based on longitudinal data collected during six years of elementary school. Participants were children attending a private elementary school (N=613; 275 boys and 338 girls). Their achievement test results (mathematics and Japanese) for six years were used analyzed in Study 1 by using latent growth modeling. Results indicated the poor goodness of fit of the model. Various patterns in changes of academic achievement during six years at elementary school were suggested. In Study 2, the patterns of changes were classified using the method suggested by Yamada (1990), and typical patterns were identified for both math and Japanese. Moreover, they were classified into three types. (1) Those not showing significant changes during six years. (2) Those showing drastic changes in the lower grades (1st, 2nd, and 3rd grades). (3) Those showing drastic changes in the higher grades (4th, 5th, and 6th grades). The above results supported tendencies that have been indicated to date; high-achieving and low-achieving students are separated at an early stage and fixed, and the academic achievement of many students stagnate in 3rd and 4th grades.

**Keywords :** elementary school students, academic achievement, longitudinal data, mathematics, Japanese

## 問題と目的

これまで日本では、児童期の学力の発達の様相に関して二つの現象が指摘されてきた。一つは、学業成績固定化傾向と呼ばれ(藤田, 1995), いわゆる「できる子」、「できない子」は早くから学業成績によって分離され、その地位は高い安定度で固定化していく傾向である。もう一つは、「9歳あるいは10歳の壁」(渡辺, 2011)と呼ばれ、小学校の中学年で学力の個人差が拡大し、学力の停滞を示す子どもが多く出てくる現象である。

これらからは、多くの児童の学力が、特定の発達軌跡をたどることを予想させる。しかしながら、それらを裏づけるエビデンスは多くない。とくに、近年、発達研究では縦断的研究が推奨されているが(日本テスト学会, 2010)、児童の学力の発達を扱ったものは日本では数えるほどしかない。以下、年代順にみていく。

在竹(1968)は、北海道の僻地の児童143名と都市の児童114名の、1年から6年までの標準学力検査の成績(国語、算数)を分析した。その結果、偏差値の差の平均をみると、僻地では、国語、算数ともに、1年～3年ではマイナス、3年～6年ではプラスであった。都市では、いずれもプラスであった。僻地の児童の学力の伸びは高学年において見られることが示唆された。

Nakajima(1969)は、東京の私立大学附属小学校の児童155名の、1年～6年までの6年間にわたる標準学力テストの成績を分析した。その結果、国語の偏差値は55.7～72.8、算数の偏差値は54.8～77.3と比較的高い水準で推移し、両科目ともに、一貫して女子の方が男子よりも高かった。また、1年間の偏差値の変動をみると、10以内が、国語では84.8%、算数では67.5%であり、算数の方が国語よりも大きく変動した。

高橋・津留・富本・芳賀・瀧上(1971)は、国立大学附属小学校の1年生40名、4年生45名の1年後の成績(教師評定、5段階による相対評価)を追跡した。1年間の変動をみると、国語と算数ともに男子の1年～2年の変動が、女子及び4年～5年の変動よりも大きかった。

蘭・大坪(1984)は、新潟県の公立小学校の児童516名の、1、4、6年時の標準学力テスト(教研式全国標準小学診断学力検査)の成績(国語、算数、理科、社会の平均点)を比較した。1年の成績に比べ、4年、6年の成績が上昇あるいは下降しているかによって、上昇・上昇、上昇・下降、下降・上昇、下降・下降の4群に分けたと

ころ、上昇・上昇と下降・下降の人数が多かった。また、1年～4年で上昇(下降)した児童の7割以上が、そのまま、4年～6年で上昇(下降)した。このことから、4年を臨界期として、学業成績が上昇、下降に分極化することが推測された。

丹藤(1989)は、青森県の公立小学校(僻地指定)の児童110名の、2年～6年の5年間にわたる標準学力検査(教研式診断的学力検査)の成績(国語と算数)を分析した。その結果、国語、算数ともに2年の偏差値は標準的水準であったが、国語は2年から3年で有意に低下し、算数は2年から3年、5年から6年で有意に低下した。2年～6年までの学力偏差値の変動をみると、国語では10以内が40.0%、11～15が32.7%、16以上が27.3%、算数では10以内が23.7%、11～15が30.0%、16以上が46.3%であり、算数の方が国語よりも大きく変動しやすいたことが示唆された。さらに、丹藤(1992)は、青森県の公立小学校(僻地指定)の別の児童236名を対象に追試研究を行った。その結果、国語と算数の学年変化のパターンは前回と同じであった。新たに男女差をみたところ、国語では5年間一貫して、女子の成績の方が男子の成績よりも有意に高かった。算数では男女差は見られなかった。

耳塚(2007a, 2007b)は、JELS(Japan Educational Longitudinal Study)というプロジェクトを立ち上げ、2003年より、首都圏及び東北地方の2つのエリアにおいて、1000人規模の小学3年生、6年生、中学3年生、高校3年生を対象に、独自の学力テスト(国語と算数)を用いて3年ごとに追跡した。公表されている算数の結果(耳塚, 2008)によれば、首都圏エリアの3年(2003年)→6年(2006年)のコホートにおいては、小学3年時に同一の学力層であっても、小学6年時で相当のバラツキが見られた。東北エリアについては、中島(2012)が、3年(2004年)→6年(2007年)のコホート、3年(2007年)→6年(2010年)のコホートにおいて、学力を上位10%、上位10～50%、下位50～10%、下位10%の4グループに分け、変動をみた。その結果、各グループの4割前後は、3年後も同じグループのままであった。

山崎(2013)は、児童2,053名の、4年時に受けた沖縄県独自の学力調査(国語、算数)の合計点と6年時に受けた全国学力調査(国語、算数)の合計点を連結し、それぞれ標準化し分析した。その結果、児童を上から25%ずつ4つの学力水準に分けたところ、4年時の最下層にいた者のうち66%は、6年時にも最下層のままであった。一つ上位には26%、二つ上位には7%、最上位には1%

が移行した。

縦断的研究ではないが、1982年に当時の国立教育研究所が行った研究(天野・黒須, 1992)は、学力の発達を考える上で示唆に富む。関東地方の17都市の公立小学校児童5,307人を対象に、1年～6年の各学年用の問題が順に配列された同一の学力テスト(国語, 算数)が実施された。その際、学習遅滞として、ある学年の児童が得た得点が、1学年下の児童の平均得点を下回る場合を1年停滞した状態とみなした。その結果、3年から4年にかけての学習遅滞の割合が、国語では9.2%から16.4%、算数では4.7%から10.5%に著しく増加し、以降も増加する傾向にあった。この結果は、いわゆる「9歳あるいは10歳の壁」の根拠としても引用されてきた(藤村, 2011; 黒田, 2013など)。さらに、耳塚(2004)は、2002年に関東地方の12都市の公立小学校児童6,228名を対象に追試研究を行った。公表されている算数の結果をみると、学習遅滞の割合は、4年から5年にかけて、10.6%から20.0%に著しく増加し、高学年で学習遅滞が増えることが確認された(諸田, 2004)。

以上をまとめると、国語、算数の学力水準は、6年間安定している者が多いが、一定の割合で変動する者も存在し、変動の分岐点は、4, 5年生頃のようなものである。しかしながら、5 学年間以上の学業成績の縦断データを使って、各学年時の平均値を算出し、学年間の比較をみた研究は、Nakajima(1969)と丹藤(1989, 1992)の3 件しかなく、また、それらにみられた学力の変化パターン、すなわち、発達軌跡の形は異なっていた。このように、小学校 6 年間の学力が一般にどのような発達軌跡をたどるかについては、現在、結論づけられる段階にはなく、検討の余地が大いにある。

そこで、本研究では、Nakajima(1969)と丹藤(1989, 1992)と同様に、ある小学校において毎年実施されている標準学力テスト(国語, 算数)の縦断データを利用して、6 年間の学力の変化パターンを探索することを目的にする。学力の変化パターンが明らかになれば、現在の児童の発達方向が予測でき、具体的な支援法が採用できることになり(都築・相良・宮本・家近・松山・佐藤, 2013)、教育的にも意義がある。

なお、本研究は、あくまで、単一の小学校のデータによる事例研究であり、仮説生成の段階である。しかしながら、全国規模の小学校6年間の学力に関する縦断データの入手が現実的には困難であることに鑑みれば、一般的な発達軌跡の特定には、こうした事例研究の繰り返しと結果の集積が重要であると考えられる。

## 研究 1

### 2.1. 目的

まず、研究協力校で得られた小学校 6 年間の標準学力テストの縦断データを使用して、Nakajima(1969)や丹藤(1989, 1992)と同様に、6 年間の平均値の変化パターンを分析し、先行研究の結果と比較検討する。

次に、本データから得られた平均値の変化パターンの評価として、潜在成長モデル(Latent Growth Model)による分析を行う。潜在成長モデルとは、縦断データにおいて、各測定時点間の値の変化パターン(発達軌跡)を、「切片」と「傾き」という2つの因子によって表現しようとする確認的因子分析モデルである(宇佐美・荘島, 2015)。「切片」は各測定時点に及ぼす初期値の影響、「傾き」は測定時点間の変化量であり、各因子の平均値が集団の平均的な変化、分散が個人差の大きさを表し、また、因子間の共分散が初期値と変化量の関係の強さを表す(服部, 2017)。潜在成長モデルによる分析によって、平均値をプロットして示される発達軌跡の形状が、どの程度データに適合しているかを調べることができる。

### 2.2. 方法

#### (1) 学力の指標と分析対象

研究協力校は、首都圏に位置する私立大学附属の小学校であった。所属する児童のほぼ全員が通塾し、首都圏の私立中学校を受験する。

同校では、毎年 2 月に全学年で「教研式標準学力検査 NRT」(図書文化)を実施している。このうち、算数と国語の結果(全国基準による偏差値、平均 50、標準偏差 10)を学力の指標とした。

分析対象は、2000年度～2009年度の入学者のうち、6 年間の算数及び国語のデータに欠損値のない者 613 名(男子 275 名、女子 338 名)とした。入学年度別の内訳を表 1 に示す。なお、教研式標準学力検査 NRT は、学習指導要領の改訂及び移行措置に合わせて改訂される。今回の分析対象者の場合、受検した算数のテストでは、1, 2 年生用が 2 回、3～6 年生用が 3 回、国語のテストでは、3 年生用以外の学年で 1 回の改訂がなされた。

#### (2) 倫理的配慮

本研究は、筆者の前所属先であった聖徳大学の「ヒ

ューマンスタディに関する倫理審査委員会」の承認を受けて実施した。また、東北大学教育情報学研究部研究倫理審査委員会での審査の結果、「非該当(審査対象外)」であった。

表1 入学年度別の分析対象者数(人)

| 入学年度 | 男子  | 女子  | 計   |
|------|-----|-----|-----|
| 2000 | 9   | 12  | 21  |
| 2001 | 10  | 13  | 23  |
| 2002 | 33  | 45  | 78  |
| 2003 | 23  | 17  | 40  |
| 2004 | 26  | 30  | 56  |
| 2005 | 31  | 47  | 78  |
| 2006 | 31  | 43  | 74  |
| 2007 | 37  | 43  | 80  |
| 2008 | 32  | 43  | 75  |
| 2009 | 43  | 45  | 88  |
| 計    | 275 | 338 | 613 |

## 2.3. 結果

### (1) 予備的分析

表2は、入学年度別に算数偏差値、国語偏差値の平均値と標準偏差を示したものである。入学年度及びテ

トのバージョンの影響をみるために、入学年度と学年による2要因の分散分析を行った。その結果、両教科ともに交互作用が有意であった(算数： $F(45, 3015)=2.84$ ,  $p<.01$ , 国語： $F(45, 3015)=3.06$ ,  $p<.01$ )。単純主効果検定を行ったところ、入学年度要因の単純主効果は、両教科ともにいずれの学年においても有意ではなかった。また、学年要因の単純主効果は、2004年度入学者の国語以外は、すべての入学年度において有意であった。多重比較の結果(Holm法,  $p<.05$ , 以下同)に基づき、学年間の差の大きさと方向のパターンを確認したところ、著しい違いは見られなかった。

以上から、入学年度及びテストのバージョンによって、研究協力校の全国を基準にした算数偏差値、国語偏差値には著しい差はないことが確認された。本研究の以後の分析では、入学年度を込みにして進めることとした。

### (2) 学力の推移

図1, 2は、男女別に各学年時の算数と国語の偏差値の平均値をプロットしたものである。

表2 入学年度別の6年間の算数偏差値と国語偏差値の平均値( $M$ )と標準偏差( $SD$ )

| 入学年度 |      | 算数    |       |       |       |       |       | 国語    |       |       |       |       |       |
|------|------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
|      |      | 1年    | 2年    | 3年    | 4年    | 5年    | 6年    | 1年    | 2年    | 3年    | 4年    | 5年    | 6年    |
| 2000 | $M$  | 56.81 | 53.90 | 59.52 | 59.05 | 62.52 | 58.43 | 59.90 | 56.57 | 56.19 | 61.00 | 60.19 | 61.33 |
|      | $SD$ | 8.81  | 7.35  | 8.28  | 8.51  | 11.95 | 9.54  | 4.35  | 7.78  | 8.09  | 8.16  | 7.08  | 7.59  |
| 2001 | $M$  | 58.43 | 54.87 | 56.43 | 57.00 | 59.26 | 59.52 | 59.43 | 56.78 | 57.13 | 57.52 | 57.48 | 59.74 |
|      | $SD$ | 6.26  | 7.23  | 9.08  | 12.30 | 14.08 | 8.43  | 5.98  | 9.15  | 9.14  | 8.66  | 8.91  | 8.00  |
| 2002 | $M$  | 57.92 | 56.14 | 57.54 | 59.17 | 63.21 | 60.01 | 56.06 | 58.00 | 56.91 | 59.28 | 59.23 | 61.14 |
|      | $SD$ | 8.20  | 8.75  | 9.29  | 8.82  | 11.77 | 7.73  | 7.61  | 8.38  | 9.11  | 9.37  | 8.09  | 7.80  |
| 2003 | $M$  | 58.65 | 57.85 | 58.15 | 58.40 | 62.73 | 60.35 | 56.65 | 56.55 | 56.03 | 56.33 | 58.08 | 60.38 |
|      | $SD$ | 6.85  | 9.22  | 11.36 | 12.16 | 12.32 | 9.09  | 8.89  | 10.25 | 10.58 | 11.02 | 9.71  | 10.07 |
| 2004 | $M$  | 56.82 | 58.70 | 58.48 | 59.14 | 63.20 | 58.77 | 56.05 | 57.48 | 56.57 | 57.73 | 58.05 | 57.82 |
|      | $SD$ | 8.01  | 6.99  | 7.19  | 8.66  | 9.77  | 8.54  | 8.56  | 8.87  | 8.54  | 10.30 | 8.21  | 8.45  |
| 2005 | $M$  | 59.08 | 56.50 | 58.27 | 60.41 | 61.59 | 60.62 | 58.05 | 56.58 | 55.88 | 59.17 | 56.13 | 58.59 |
|      | $SD$ | 5.96  | 8.71  | 7.80  | 7.70  | 10.24 | 10.46 | 5.97  | 7.27  | 8.64  | 9.00  | 8.56  | 8.65  |
| 2006 | $M$  | 58.22 | 56.59 | 58.45 | 59.45 | 62.66 | 56.38 | 58.14 | 56.39 | 56.09 | 57.16 | 56.95 | 58.55 |
|      | $SD$ | 6.72  | 7.60  | 8.92  | 11.48 | 11.08 | 10.37 | 6.49  | 7.54  | 8.56  | 8.90  | 6.44  | 8.06  |
| 2007 | $M$  | 56.75 | 55.91 | 56.26 | 59.43 | 59.78 | 56.94 | 55.58 | 55.58 | 55.13 | 57.48 | 56.53 | 57.75 |
|      | $SD$ | 9.46  | 8.48  | 10.81 | 11.95 | 12.15 | 12.10 | 8.61  | 9.07  | 9.70  | 9.57  | 8.42  | 9.57  |
| 2008 | $M$  | 59.21 | 56.91 | 58.97 | 57.04 | 59.76 | 56.72 | 57.45 | 57.25 | 56.68 | 59.79 | 56.95 | 58.75 |
|      | $SD$ | 6.41  | 7.73  | 10.25 | 10.87 | 10.71 | 10.87 | 8.17  | 8.84  | 8.70  | 9.27  | 9.10  | 9.12  |
| 2009 | $M$  | 59.22 | 57.99 | 60.63 | 61.66 | 61.02 | 58.64 | 57.98 | 59.16 | 60.08 | 61.64 | 58.97 | 59.61 |
|      | $SD$ | 6.99  | 7.45  | 8.65  | 8.40  | 10.68 | 11.23 | 6.25  | 6.82  | 8.26  | 7.56  | 5.89  | 7.41  |

教科ごとに性別と学年による2要因の分散分析を行った結果、算数では、交互作用が有意であった( $F(5, 3055)=13.91, p<.01$ )。性別要因の単純主効果は、1年、2年、3年では有意ではなかった(いずれも、 $F<1$ )。4年、5年、6年では有意で(順に、 $F(1, 611)=5.43, p<.05$ ,  $F(1, 611)=13.38, p<.01$ ,  $F(1, 611)=16.89, p<.01$ )、男子の方が女子よりも高かった。学年要因の単純主効果は、男子では有意であった( $F(5, 3055)=60.22, p<.01$ )。多重比較の結果、1年から2年で有意に下降し、2年から3年、3年から4年、4年から5年と有意に上昇し、5年から6年で有意に下降した。女子でも有意であった( $F(5,$

$3055)=16.39, p<.01$ )。多重比較の結果、1年から2年で有意に下降し、2年から3年で有意に上昇し、3年から4年では有意差はなく、4年から5年で有意に上昇し、5年から6年で有意に下降した。

国語では、性別要因の主効果が有意で( $F(1, 611)=8.75, p<.01$ )、学年にかかわらず一貫して女子の方が男子よりも高かった。また、学年要因の主効果も有意であった( $F(5, 3055)=32.36, p<.01$ )。多重比較の結果、1年から3年までは有意差がなく、3年から4年で有意に上昇し、4年から5年で有意に下降し、5年から6年で有意に上昇した。

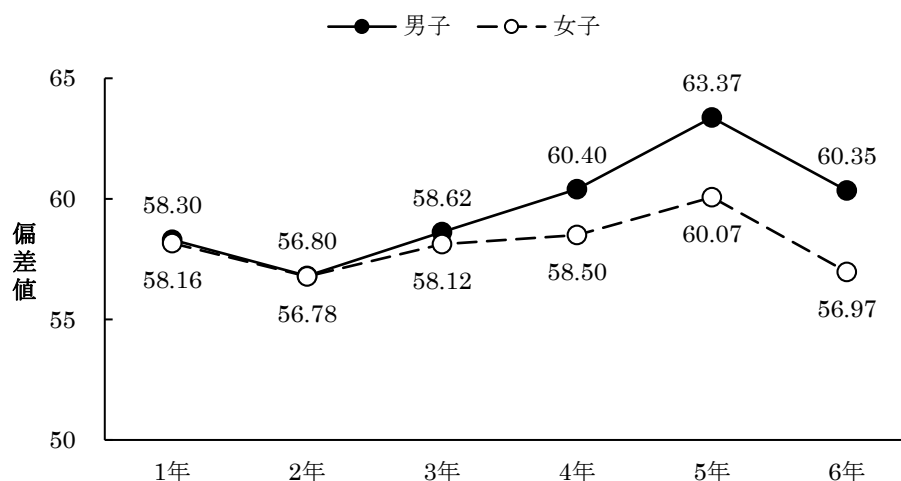


図1 男女別の算数偏差値(平均値)の推移

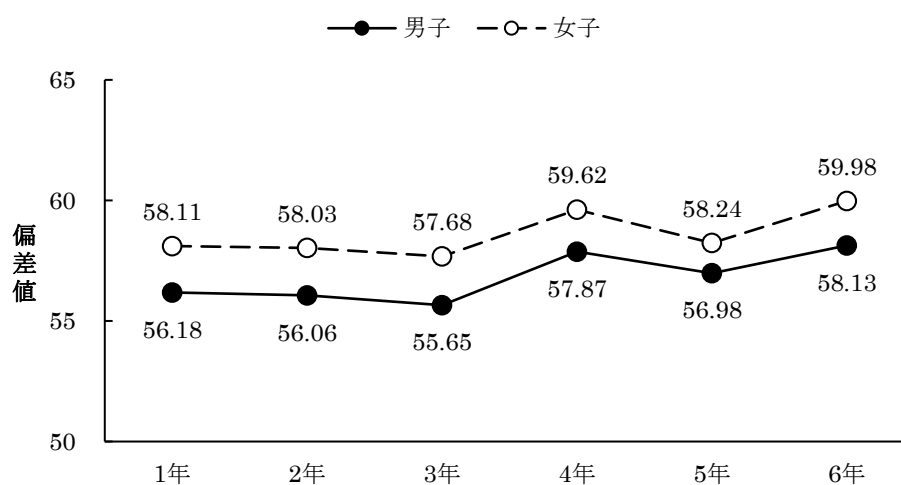
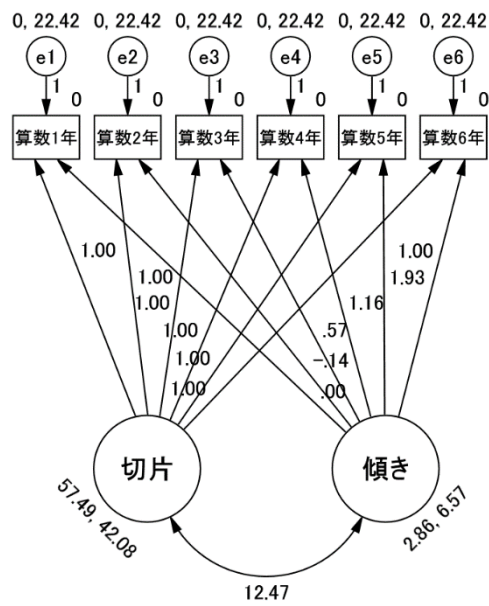
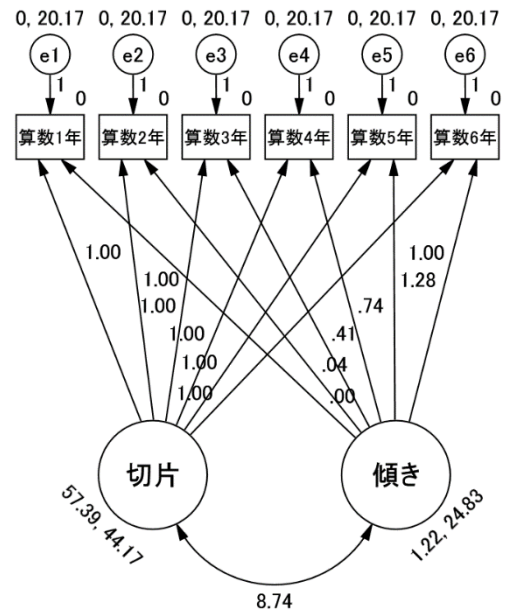


図2 男女別の国語偏差値(平均値)の推移



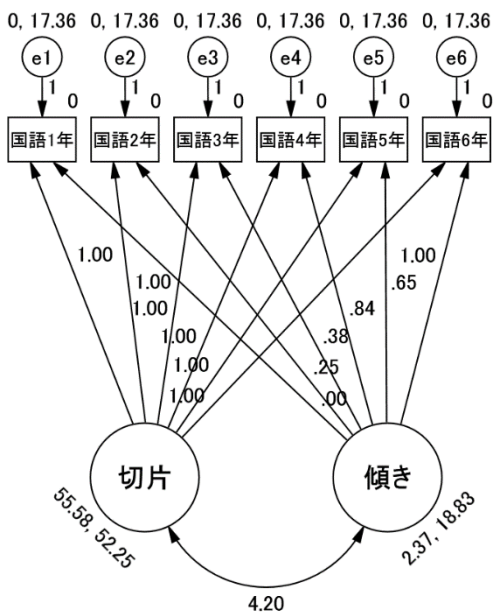
CFI=.954 RMSEA=.118

a.算数・男子



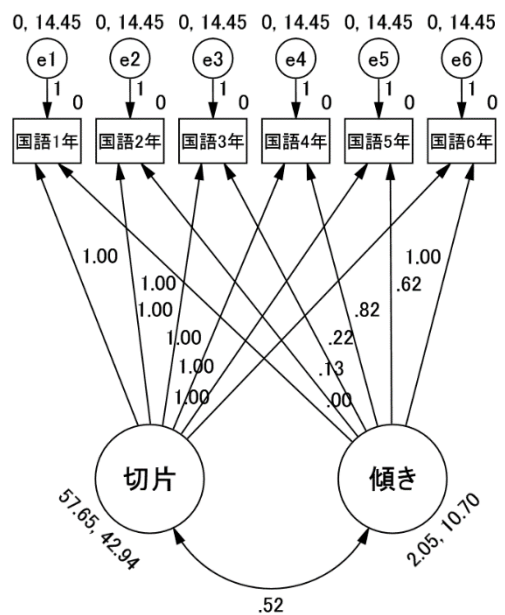
CFI=.926 RMSEA=.152

b.算数・女子



CFI=.945 RMSEA=.138

c.国語・男子



CFI=.931 RMSEA=.138

d.国語・女子

図3 潜在成長モデルによる分析結果(非標準化推定値)

注)潜在変数の付記された数値は平均値と標準誤差。また、切片と傾きを結ぶ両矢印に付記された数値は共分散。

### (3) 潜在成長モデルによる分析

教科及び男女別に潜在成長モデルによる分析を行った。ただし、図1, 2から、隣接する学年間では異なる傾きが考えられたので、区間線形の潜在成長モデル(宇佐美・荘島, 2015)とした。「傾き」からの1年時の学力へのパス係数を0, 6年時の学力へのパス係数を1とし、他の学年時の学力へのパス係数については自由推定とした。

分析の結果を図3に示す。モデルの適合度をみると、RMSEAがいずれも0.10を超えていた。RMSEAは、0.05未満が良いモデルとされ、0.05以上0.08未満がグレーゾーン、0.08以上のときはモデルの修正が必要とされる(服部, 2016)。したがって、いずれにおいてもモデルの当てはまりが良くないと判断された。

## 2.4 考察

まず、各学年時の偏差値の平均値をみると、算数、国語ともに55以上と高い水準にあった。これは、同じ首都圏の私立小学校の児童を対象にしたNakajima(1969)の結果と同様であった。藤岡(1987)は、私立校のデータは、対象者が選抜されていて成績が高くなりすぎると指摘しているが、両校ともにそれに当てはまる結果であった。

しかし、変化パターンをみると、算数については、Nakajima(1969)では、1年～2年で上昇し、2年～5年で下降し、5年～6年で著しく上昇し、本研究の結果とは対照的なパターンであった。また、僻地の公立小学校の児童を対象にした丹藤(1989)においては、2年～3年で下降し、3年～5年が横ばい、5年～6年で下降しており、本研究とは異なる。一方、国語については、Nakajima(1969)では、1年～3年に比べ4年～6年が低く、丹藤(1989, 1992)においても、2, 3年が4年～6年よりも高く、本研究の結果とは対照的であった。諸条件の異なるわずか3つの研究事例からではあるが、小学校5年間ないし6年間の学力の平均値の変化には、多様なパターンがあることが示唆された。

男女差については、どの学年時でも女子の国語の成績が男子の成績よりも一貫して高いという点では、3つの研究で共通していた。このことから、児童期において国語の学力の性差は、頑健な現象であると考えられる。一方、算数の成績については、本研究では4年生以降、男子の方が女子よりも高くなったが、Nakajima(1969)や丹藤(1989, 1992)では女子の方が男

子よりも高かった。数学の学力については、性差よりも別の要因が影響することが考えられる。

潜在成長モデルを当てはめてみると、教科、性別にかかわらず、適合度は十分でなく、当てはまりはよくなかった。豊田(2003)によれば、今回のような1次のモデリングがうまくいかない例として、異なった成長曲線を持つ複数の潜在的な集団が混在していることが考えられるという。児童の多様性を考えた場合、サンプル内のすべての児童が平均的な発達動態を示すとは限らず、むしろ、固有の発達軌跡を描く下位集団の存在を想定する方が自然なのかもしれない。このような下位集団の発見は、通常、集団単位で行われる学校での指導を考えれば、教育的にも意義がある。さらにいえば、もし、Nakajima(1969)や丹藤(1989, 1992)、そして本研究が、サンプル全体の平均値だけでなく、このような下位集団に着目した分析を行っていたならば、学校を越えて、類似した発達軌跡を持つ集団を見出せていたかもしれない。この意味で、サンプル依存の結果から一般化のための手がかりを得ることもつながる。

いずれにせよ、本サンプルにおいては、6年間の学力の変化には多様なパターンが混在することが示唆された。研究2では、そうした多様な学力の変化パターンを探索し、類型化することを試みる。

## 研究2

### 3.1. 目的

研究1の結果から、本サンプルにおいては、小学校6年間の学力の変化には多様な変化パターンが混在することが示唆された。そこで、ここでは実際にどのような変化パターンが存在するのかを探索。

その際、変化パターンを探る方法として、山田(1990)が共通一次受験者の5教科の得手不得手のタイプ(学力型)の分析で使用した方法を応用する。山田(1990)は、次の方法で学力型を構成した。

手順1. 受験者ごとの平均値に基づく分類: 受験者ごとに5教科の得点(パーセンタイル順位に変換した値)の平均値を求め、その値を各教科の得点から差し引く。これを変換得点と呼ぶ。変換得点で正の値を示した教科によって受験者を分類する。ただし、変換得点の最大値と最小値との差(レンジ)が30以下の場合には、学力型を特定するのに十分な情報が与えられていないと判断し、分類は行わない。

手順2. 変換得点のプロフィールの形状に基づく分類: 縦軸を変換得点、横軸を各教科とし、各教科の変



換得点をプロットし、折れ線グラフで表現したものをプロフィールと呼ぶ。変換得点を値の大きい順に教科を並べ変えた場合のプロフィールを参照して、隣接する教科間での値の変化が最も大きい箇所を取り出し、その箇所で5教科を得意教科群とそれ以外に分け、得意教科の数によって分類する。

手順3. 平均値に基づく分類とプロフィールの形状に基づく分類を組み合わせる最終的な分類をする。

この方法の長所は、①得点が異なっている、変換得点という個人内基準で修正することによって同じパターンとして扱えること、また、②数値的には同じパターンであっても、その形状を目視することによって微調整を加えられること、の2点にある。

ここでは、「教科」を「各学年時の学力」に読み替え、山田(1990)の手順に沿って分析を行い、学力の変化パターンの類型化を試みる。

なお、サンプルの中に異なった発達軌跡を持つ複数の集団が混在する場合、そうした下位集団を特定する方法として、潜在成長モデル(Mixture Growth Modeling)や混合軌跡モデル(Group-based trajectory analysis)がある(高橋, 2015; 玉井・藤田, 2017)。これらの方法では、集団(潜在クラスという)の数を仮定し、適合度比較を行うことによって、軌跡パターンの数を決定する。その上で、各軌跡パターンの形状や統計的特徴を吟味する。これらの方法と違い、山田(1990)の方法は、基本的には「目視」によって軌跡パターンの数を決定する。統計的には高度ではないが、軌跡パターンの形状を質的にきめ細かく吟味できるので、仮説生成という点では有用であるように考えられる。また、この方法で見出された軌跡パターンの数は、将来、潜在成長モデルや混合軌跡モデルによる分析に移行する際、クラス数の設定において一種の先見的情報として利用できる可能性もある。

## 3.2. 方法

研究1と同じ。

## 3.3. 結果

### (1) 6年間の平均値に基づく変化パターン

個人ごとに6年間の偏差値の平均値を算出し、各学年時の偏差値との差を求めた。この値を変換得点とした。変換得点が正である場合、個人内において学力が相対的に高い学年となる。

変換得点が正であった学年数と学年の種類を集計した。変換得点が正となる学年の数は「○学年型」、学年の種類は「○年生型」と記した。例えば、4年、5年、6年が正である場合、3学年型・456年生型とした(図4)。

各学年型のパターン数は、理論的には、1学年型が6パターン( ${}_6C_1=6$ , 以下同)、2学年型15パターン、3学年型20パターン、4学年型15パターン、5学年型6パターン、6学年型1パターン、合計63パターンが出現する。実際には、算数では、1学年型が2パターン、2学年型が14パターン、3学年型が20パターン、4学年型が15パターン、5学年型が2パターン、計53パターン、国語では、1学年型が5パターン、2学年型が15パターン、3学年型が20パターン、4学年型が15パターン、5学年型が5パターン、計60パターンであった。理論値より少ないが、両科目ともに学年型のバリエーションは多岐に渡った。表3に相対的に度数の多かったパターンを示す。

こうした平均値に基づく変化パターンは、例えば、同じ456年生型であっても、図5のように、レンジや形状の異なる多様なパターンが同じ分類になってしまう問題点がある。山田(1990)は、この問題点に学力型が識別不可能なレンジの特定と変換得点の最大変化部分の特定によって対処した。同様の手続きで分析を進める。

### (2) プロフィールの形状に基づく変化パターン

各個人の変換得点を、大きい順に並べ換え、隣接する変換得点どうしの変化量が最も大きい点に注目し、それがn番目とn+1番目の間であれば、n学年型とした(上記(1)での学年型との区別するために、nは丸数字で表記する)。例えば、図6は、図5の学年を変換点の大きい順に並べ替えたものであるが、実線で示した例は、4番目と5番目の間の変化量が最も大きいので④学年型となる。一方、点線で示した例は、3番目と4番目の間の変化量が最も大きいので③学年型となる。

まず、識別不可能なレンジを特定するために、各学年型における隣接する変換得点の差を求めた(表4)。最も大きい変化は、算数、国語ともに5前後(表4の網掛けの数値)であり、また、その他の変化も約1.5程度であった。したがって、1番目の学年時と6番目の学年時の差は、おおむね $1.5 \times 5 = 7.5$ 程度あり、各学年型のもっとも大きい変化を考慮すれば、約10程度のレンジとなり、それ以下の場合、変化が明確に識別できない可能性がある。そこで、レンジ10以下の場合、変化がほとんどない「一定型」と分類することとした。一定型は、算数で200名(32.6%)、国語で359名(58.6%)であった。

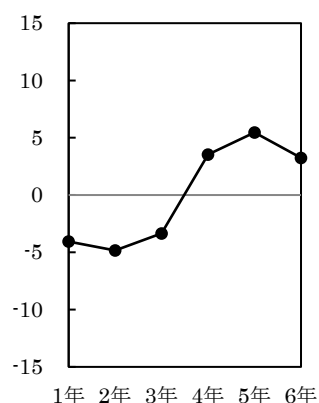


図4 算数の3学年型・456年生型のプロフィール(縦軸は変換得点)

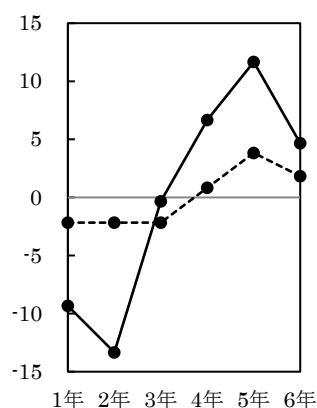


図5 同じ学年型(3学年型・456年生型)でも形状の異なるプロフィールの例(縦軸は変換得点)

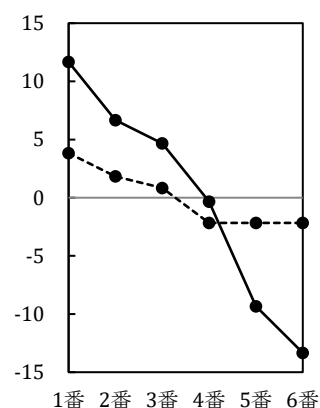


図6 プロフィールの形状に基づく変化パターンの学年型の例(縦軸は変換得点)

表3 平均値に基づく変化パターンの分布(度数20以上)

| 算数  |         |    |      | 国語  |         |    |     |
|-----|---------|----|------|-----|---------|----|-----|
| 学年型 | 学年の種類   | 度数 | %    | 学年型 | 学年の種類   | 度数 | %   |
| 3   | 456年生型  | 78 | 12.7 | 3   | 456年生型  | 60 | 9.8 |
| 3   | 345年生型  | 40 | 6.5  | 3   | 234年生型  | 28 | 4.6 |
| 4   | 3456年生型 | 39 | 6.4  | 2   | 46年生型   | 26 | 4.2 |
| 2   | 56年生型   | 34 | 5.5  | 4   | 3456年生型 | 25 | 4.1 |
| 2   | 45年生型   | 27 | 4.4  | 3   | 246年生型  | 22 | 3.6 |
| 3   | 356年生型  | 25 | 4.1  | 3   | 346年生型  | 22 | 3.6 |
| 3   | 156年生型  | 20 | 3.3  | 4   | 2456年生型 | 21 | 3.4 |
|     |         |    |      | 3   | 146年生型  | 20 | 3.3 |

表4 各学年型の隣接する変換得点の差の平均値(M)と標準偏差(SD)

| 教科 | 学年型  |            | 1・2  | 2・3  | 3・4  | 4・5  | 5・6  |
|----|------|------------|------|------|------|------|------|
| 算数 | ①学年型 | M          | 6.14 | 1.48 | 1.54 | 1.81 | 2.10 |
|    |      | (N=200) SD | 2.91 | 1.33 | 1.41 | 1.47 | 1.71 |
|    | ②学年型 | M          | 1.47 | 4.65 | 1.55 | 1.53 | 2.08 |
|    |      | (N=88) SD  | 1.15 | 2.06 | 1.29 | 1.41 | 1.74 |
|    | ③学年型 | M          | 2.04 | 1.44 | 5.52 | 1.53 | 2.27 |
|    |      | (N=94) SD  | 1.85 | 1.36 | 2.93 | 1.30 | 2.13 |
|    | ④学年型 | M          | 2.12 | 1.86 | 1.62 | 5.74 | 2.15 |
|    |      | (N=84) SD  | 1.75 | 1.67 | 1.49 | 3.21 | 1.74 |
|    | ⑤学年型 | M          | 2.31 | 1.90 | 1.60 | 1.84 | 7.48 |
|    |      | (N=147) SD | 1.90 | 1.62 | 1.31 | 1.59 | 3.64 |
| 国語 | ①学年型 | M          | 4.18 | 1.23 | 1.40 | 1.43 | 1.71 |
|    |      | (N=175) SD | 2.30 | 1.41 | 1.33 | 1.29 | 1.57 |
|    | ②学年型 | M          | 1.24 | 4.05 | 1.15 | 1.45 | 1.63 |
|    |      | (N=99) SD  | 1.28 | 2.12 | 1.33 | 1.30 | 1.34 |
|    | ③学年型 | M          | 1.21 | 1.12 | 3.74 | 1.21 | 1.47 |
|    |      | (N=73) SD  | 1.24 | 1.05 | 1.89 | 1.00 | 1.47 |
|    | ④学年型 | M          | 1.76 | 1.50 | 1.11 | 5.05 | 1.96 |
|    |      | (N=96) SD  | 1.40 | 1.49 | 1.00 | 2.29 | 1.86 |
|    | ⑤学年型 | M          | 1.76 | 1.51 | 1.34 | 1.31 | 5.66 |
|    |      | (N=170) SD | 1.84 | 1.23 | 1.16 | 1.20 | 2.66 |

注)1行目の2組の数字はn番目とn+1番目を表す。

次に、最大変化部分を特定するために、平均値による変化パターンの学年型と、プロフィールの形状に基づく変化パターンの学年型を組み合わせ、そのプロフィールをみた。その際、例えば、平均値による変化パターンが2学年型、プロフィールの形状に基づく変化パターンが①学年型の場合、2-①型とした。

図7は算数の各学年型のプロフィールである。これらの形状の類似性から、次のように再分類した。

- a. 1学年上位型：1番目から2番目で急落するパターンである。これは、特定の1学年の学力が他に比べて著しく高い場合で、1-①型、2-①型、3-①型が該当する。4-①型も、4番目と5番目の落差がやや大きい、1番目と2番目の落差の方が大きいので、このパターンとする。
- b. 2学年上位型：1番目と2番目がほぼ横ばいで、2番目から3番目で急落するパターンである。これは、特定の2学年の学力が他の学年に比べて著しく高い場合で、2-②型、2-⑤型、3-②型が該当する。

- c. 3学年折半型：1番目から3番目はゆるやかに下降し、3番目から4番目にかけ急落し、それ以降は再びゆるやかに下降する。これは、学力が上昇する学年と低下する学年が半々に分かれる場合で、3-③型が該当する。
- d. 2学年下位型：1番目から4番目はゆるやかに下降し、4番目から5番目で急落し、5番目から6番目はほぼ横ばいのパターンである。これは、特定の2学年の学力が他に比べて著しく低い場合で、3-④型、4-④型が該当する。
- e. 1学年下位型：1番目～5番目まではゆるやかに下降し、5番目と6番目で急落するパターンである。これは、特定の1学年の学力が他に比べて著しく低い場合で、3-⑤型、4-⑤型、5-⑤型が該当する。

国語の各学年型のプロフィールについても、形状の類似性から再分類した。その結果、算数と同様の5つのパターンに再分類された。

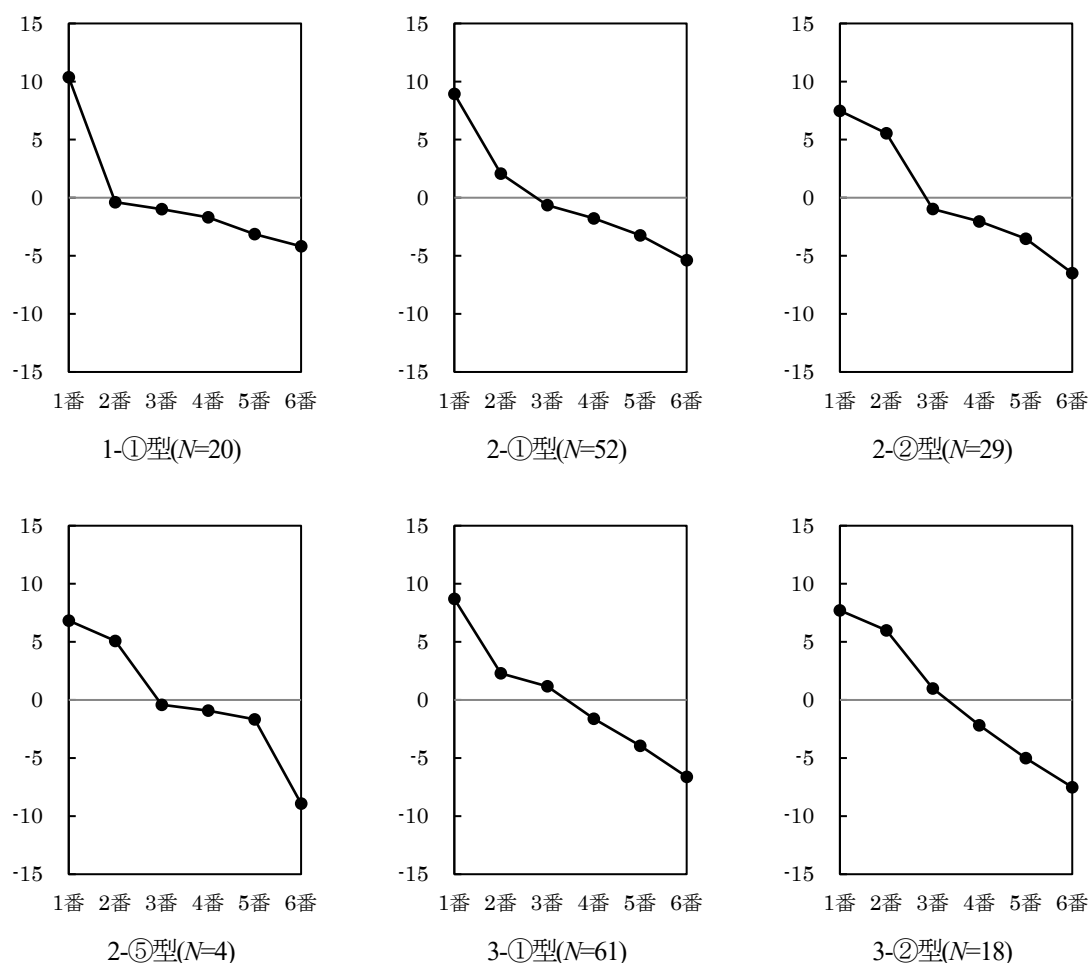
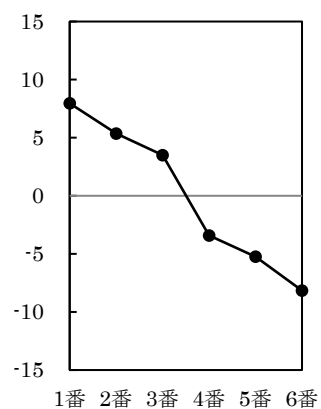
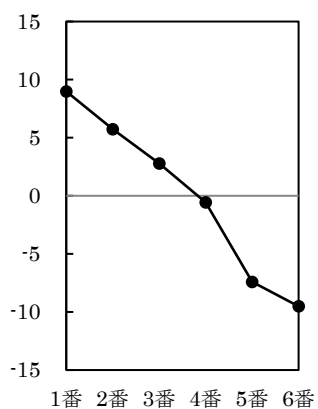


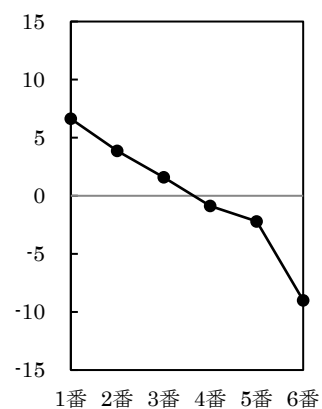
図7 算数における平均値に基づく変化パターンとプロフィールの形状に基づく変化パターンの組合せによる変換得点(縦軸)の平均値



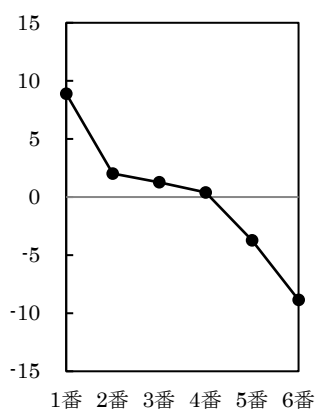
3-③型(N=58)



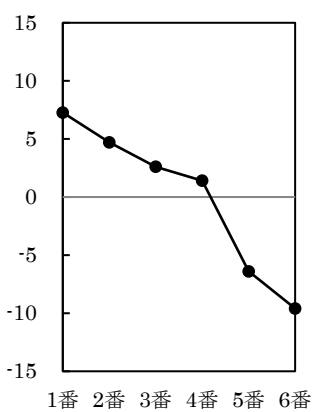
3-④型(N=20)



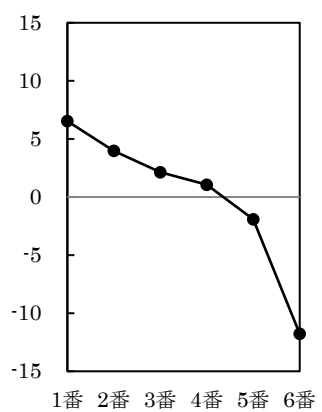
3-⑤型(N=55)



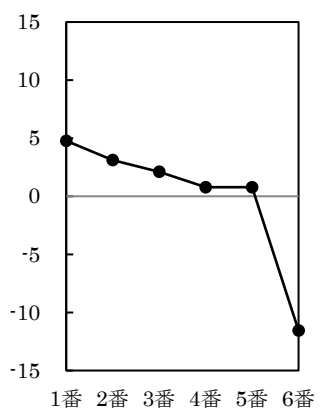
4-①型(N=8)



4-④型(N=30)



4-⑤型(N=55)



5-⑤型(N=3)

図7(続き) 算数における平均値に基づく変化パターンとプロフィールの形状に基づく変化パターンの組合せによる変換得点(縦軸)の平均値

### (3) 代表的な変化パターンの同定

以上の再分類された学年型に、学年の情報を組み合わせて最終パターンとした。一定型を含めると、算数では50、国語では46ものパターンがみられた。また、各パターンの度数を集計すると、度数が10未満のパターンが、算数では37、国語では38に上った。そこで、小学校の1学級の標準人数が40人であることを勘案し、1学級に1人以上は存在する可能性があるという観点から、便宜的に相対度数が2.5%以上のパターンに着目することとした。その結果、まず算数では、表5に示した通り、一定型を含めると、10パターンが該当した。累積相対度数が74.2%であることから、本サンプルにおける算数の学力の変化パターンは、概ねこれらの10パターンが代表しているとみなせる。同様に、国語では、表6に示した通り、5パターンが該当した。累積相対度数は73.2%であり、本サンプルにおける国語の学力の変化パターンは、概ねこれらの5パターンが代表しているとみなせる。

以上の度数が比較的集中するパターンを、代表的な変化パターンとした。一定型を除いた、算数におけるそれぞれのプロフィールを図8に、国語におけるそれぞれのプロフィールを図9に示した。一定型のプロフィールは図10に示した。

なお、各代表的なパターンの男女差をみると、算数では人数の偏りが有意であった( $\chi^2_{(10)}=24.31, p<.01$ )。残差分析の結果、2学年上位・56年生型では男子の割合が、1学年下位・6年生型では女子の割合が有意に多かったが、その他のパターンには有意差は見られなかった。国語では人数の偏りは有意でなかった。

さらに、低学年と高学年の変化に着目すると、大きく2つのグループに分かれた。図8で示した算数の代表的なパターンのうち、3学年折半・456年生型、2学年下位・12年生型、1学年下位・2年生型、1学年下位・3年生型、1学年下位・1年生型の5つのパターンは、1年生～3年生までのいずれかの学年時において学力が低

下するが、4年生以降は回復し、そのままの水準で6年生まで推移する(図11のa)。一方、1学年上位・5年生型、2学年上位・56年生型、1学年下位・6年生型の3つのパターンは1年生～4年生まではほぼ一定であるが、5年生以降、著しい変化がある(図11のb)。

算数と同様に、図9で示した国語の代表的なパターンのうち、1学年下位・2年生型、1学年下位・1年生型、1学年下位・3年生型の3つのパターンは、3年生まではいずれかの学年時に低下するが、4年生以降は回復し、そのままの水準を維持する(図12のa)。一方、1学年上位・6年生型は、文字通り、1年～5年まではほぼ一定であるが、5年生以降、著しく上昇する(図12のb)。

表5 算数の最終パターンの度数  
(相対度数が2.5%以上)

| パターン           | 度数  | 相対度数<br>(%) | 累積相対<br>度数(%) |
|----------------|-----|-------------|---------------|
| 一定             | 200 | 32.6        | 32.6          |
| 1 学年上位・5 年生型   | 93  | 15.2        | 47.8          |
| 1 学年下位・2 年生型   | 33  | 5.4         | 53.2          |
| 1 学年下位・6 年生型   | 27  | 4.4         | 57.6          |
| 2 学年上位・56 年生型  | 18  | 2.9         | 60.5          |
| 1 学年下位・3 年生型   | 18  | 2.9         | 63.5          |
| 1 学年上位・1 年生型   | 17  | 2.8         | 66.2          |
| 1 学年下位・1 年生型   | 17  | 2.8         | 69.0          |
| 3 学年折半・456 年生型 | 16  | 2.6         | 71.6          |
| 2 学年下位・12 年生型  | 16  | 2.6         | 74.2          |

表6 国語の最終パターンの度数  
(相対度数が2.5%以上)

| パターン         | 度数  | 相対度数<br>(%) | 累積相対<br>度数(%) |
|--------------|-----|-------------|---------------|
| 一定           | 359 | 58.6        | 58.6          |
| 1 学年下位・2 年生型 | 27  | 4.4         | 63.0          |
| 1 学年上位・6 年生型 | 21  | 3.4         | 66.4          |
| 1 学年下位・1 年生型 | 21  | 3.4         | 69.8          |
| 1 学年下位・3 年生型 | 21  | 3.4         | 73.2          |

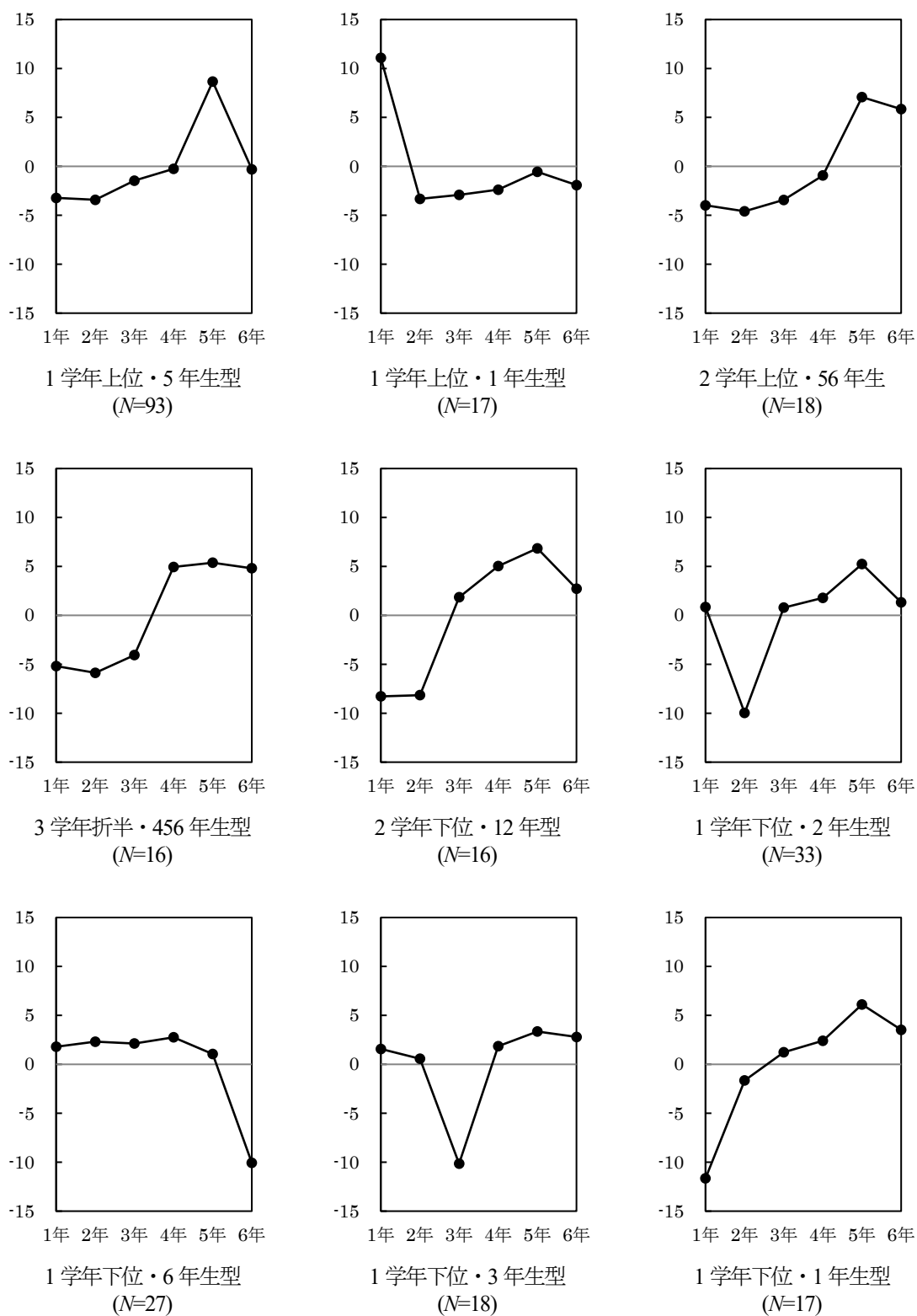


図8 算数における代表的なパターンの変換得点(縦軸)の平均値

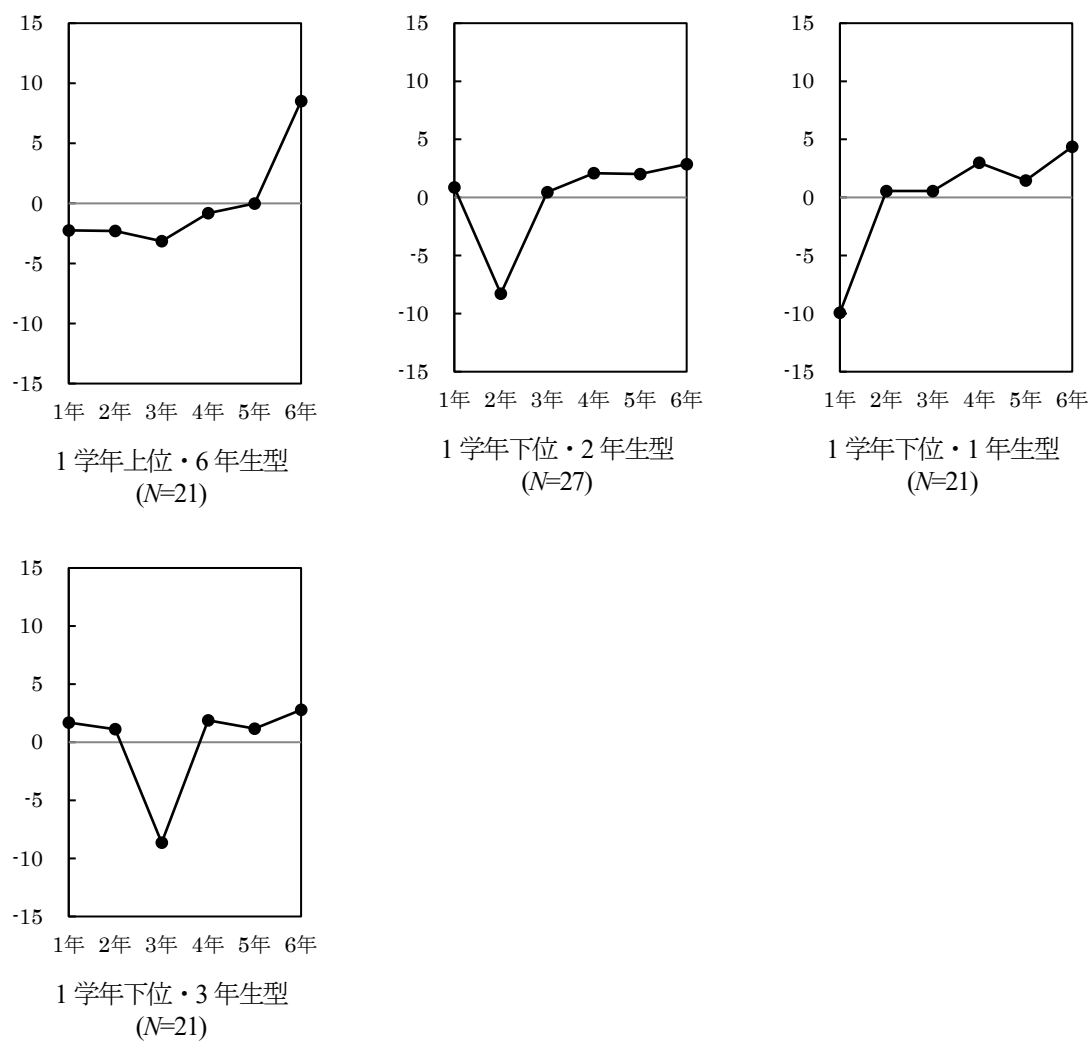


図 9 国語における代表的なパターンの変換得点(縦軸)の平均値

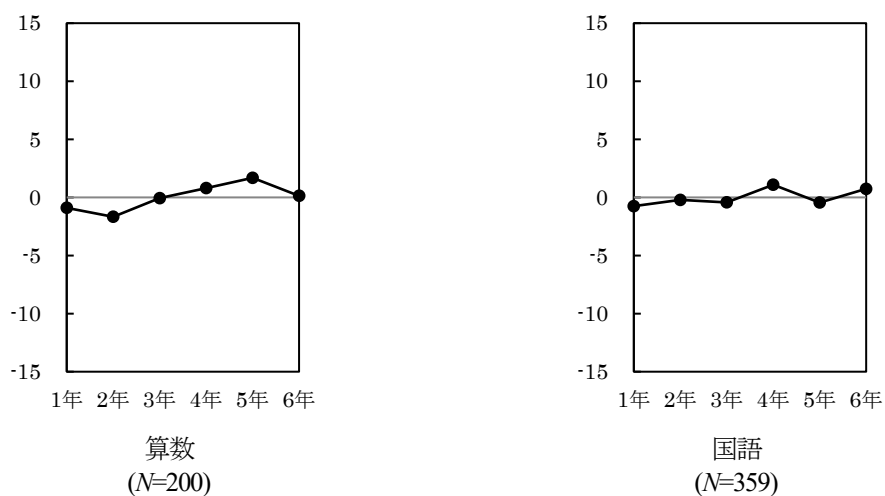


図 10 一定型の変換得点(縦軸)の平均値

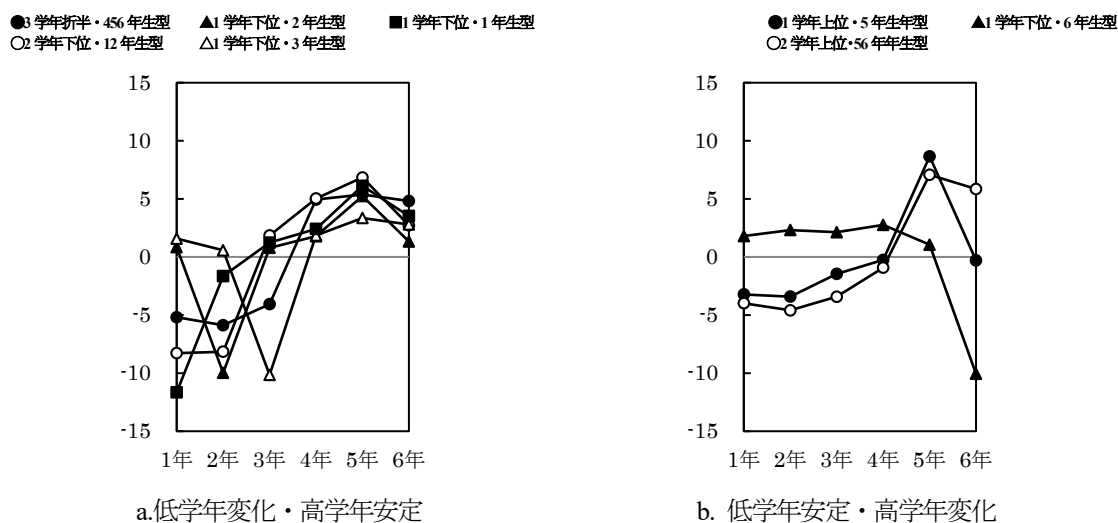


図11 算数における低学年と高学年の変化からみたパターンの分類

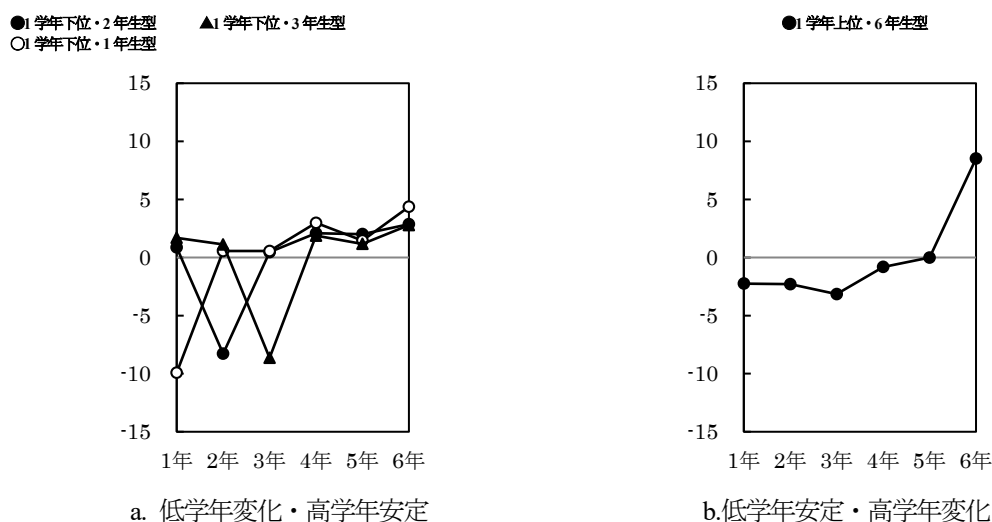


図12 国語における低学年と高学年の変化からみたパターンの分類

### 3.4. 考察

研究2では、山田(1990)の方法を応用することによって、算数、国語の6年間にわたる学力の変化パターンの類型化を試みた。その結果、代表的なパターンとして、算数では10パターン、国語では5パターンを見出すことができた。さらに、一定型(図10)と1学年上位・1年生型(算数のみ)を除いた場合、算数、国語ともに、低学年では変化し、高学年では安定するパターンと、逆に、低学年では安定し、高学年では変化するパターン、の2つのグループに分けることができた。かくして、予想通り、本サンプルにおいては、小学校6年間の学力の変化には多様な変化パターンが混在することが確認された。なお、代表的なパターンの性別による人数を比較

すると、算数の2パターンでのみ有意差が見られた。このことから、学力の変化パターンには、性別による著しい違いはないと考えられる。

算数、国語ともにもっとも多かったのは、偏差値の変動幅のレンジが10以内である一定型であった。ただし、算数では32.6%、国語では58.6%であり、国語の方が算数よりも変化しない者が多かった。この傾向は先行研究(Nakajima, 1969; 丹藤, 1989, 1992)と一致した。このことから、算数と国語では割合が異なるものの、藤田(1995)が指摘した学業成績固定化傾向は、相当数の児童において生じると考えられる。

ところで、算数でみられた、1年時の学力のみが著しく高い、1学年上位・1年生型は、小学校受験時の勉強による成果であったと推測される。受験勉強によって



自分の平均的な学力水準よりも一時的に高くなったが、その成果は1年で消失し、2年時以降は本来の学力水準を戻ったのではないだろうか。この意味では、1学年上位・1年生型は、一定型の特殊ケースとして分類すべきかもしれない。

低学年変化・高学年安定に分類された変化パターンは、算数、国語ともに、1年生～3年生のいずれかの学年時に学力を落とすが、4年生以降回復し、その水準を3年間維持するパターンである。これまで、算数、国語は3年生から4年生にかけて学習遅滞が著しく増加することが報告され(天野・黒須, 1992; 諸田, 2004), いわゆる「9歳あるいは10歳の壁」の根拠としても引用されてきた(藤村, 2011; 黒田, 2013など)。しかしながら、本研究の結果はこうした従来の知見とは異なり、算数では100名(16.3%), 国語では69名(11.3%)の児童が4年生以降、学力を向上させ、6年生まで維持した。渡辺(2011)は、9歳、10歳は「峠」「壁」などネガティブに捉えられてきたが、発達上は、質的に「飛躍」できる年齢である可能性を指摘しているが、本研究はこの主張を支持するものであった。

一方、低学年安定・高学年変化に分類された変化パターンをみると、算数と国語ではその様相が異なっていた。算数では、4年生から5年生で学力が著しく上昇するが、6年生でもその水準が維持される2学年上位・56年生型、4年生の水準まで急落する1学年上位・5年生型、5年生まではほぼ一定の水準で推移するが、6年時に著しく学力を低下させる1学年下位・6年生型、の3つのパターンが見られた。研究協力校の児童はほぼ全員が私立中学の受験をする。2学年上位・56年生型と1学年上位・5年生型における5年時の学力の著しい上昇はそうした受験勉強の影響によるものと考えられる。そして、2学年上位・56年生型が18名であるのに対して、1学年上位・5年生型は93名であることから、受験勉強による一時的な学力向上の効果は、短期間で消失しやすい可能性がある。あるいは、6年時の学力が著しく下がるのは、6年時のテストの実施時期が、中学受験がおおむね終了した2月であることから、学習動機づけが低下したからかもしれない。そして、1学年下位・6年生型における6年時の学力の著しい低下も同様の理由ではないだろうか。いずれも推測の域でしかないので、これ以上の追及は差し控えたいが、前述した1学年上位・1年生型の場合も含め、受験勉強が児童の学力の発達の变化にどのように影響し、その影響力がどのくらい持続するかについては、今後検討すべき課題である。

る。

国語の低学年安定・高学年変化は、6年時で著しく学力が上昇する1学年上位・6年生型のみであった。特定の学年で生じた一時的な状態であること、また、それ以外の学年の学力はほぼ一定である点では算数と共通しており、おそらくは、当該学年において、そうした状態を作り出す何らかの固有の要因があると考えられる。これについても、今後の検討課題である。

以上の通り、各パターンが生起する理由については、現段階では結論づけることはできない。しかし、本研究の結果からは、本サンプルにおいては、学業成績が固定化される児童がいる一方で、特定の変化パターンを踏んで固定化されない児童も一定数いることが明らかにされた。

## まとめ

本研究の目的は、ある小学校における6年間を通じた学力の縦断データを用いて、学力の変化を分析し、どのように類型化できるかを探索することであった。

研究1では、平均的なパターンを検討したところ、先行研究とは異なったパターンがみられた。また、潜在成長モデルによる分析を行ったところ、モデルのあてはまりが良好でなかった。以上から、サンプル間でも、サンプル内でも、小学校の6年間の学力の発達の变化には多様なパターンが混在することが予想された。

研究2では、共通一次テスト受験者の得手・不得手のパターン解析の手法を応用し、本サンプルにおける小学校6年間の学力の変化パターンの分類を試みた。その結果、代表的なパターンとして、算数では10パターン、国語では5パターンを見出し、さらに、6年間あまり変動のないタイプ、低学年で変動の激しいタイプ、高学年で変動が激しいタイプの3つに分類されることを明らかにした。これらは、学業成績固定化傾向(藤田, 1995)や「9歳あるいは10歳の壁」(渡辺, 2011)とも符合する結果であった。

以上は、あくまで仮説の段階である。今後は、見出されたパターンを参考にしながら、潜在成長モデルや混合軌跡モデルによる高度な統計的分析を適用することが課題である。

また、本研究の結果は、あくまで首都圏の私立小学校のデータに基づくものである。対象者の家庭は一定の経済的水準をクリアし、また、対象者は、通常、私立中学を受験する。近年、親の学歴、職業、所得等といった家庭的背景が、児童の学力形成に影響することが実証されている(耳塚, 2007a; 国立大学法人お茶の

水女子大学, 2014など) ことから、結果の解釈には留意が必要である。この意味でも、他のサンプルでのさらなる検討が課題である。

## 謝辞

本研究を進めるにあたり、貴重なご助言をくださった東北大学の倉元直樹先生に感謝申し上げます。

## 参考文献

- 天野 清・黒須俊夫 (1992). 小学生の国語・算数の学力  
秋山書店
- 蘭 千壽・大坪英夫 (1984). 児童の知能, 学力と性格・行動の教師評定に関する縦断的研究 日本教育心理学会第 26 回総会発表論文集, 452-453.
- 在竹 隆 (1968). II 僻地児童生徒の学力の特性とその変動(第 9 回総会宿題報告 僻地社会の変動と児童生徒の人格発達—教育的環境条件の改善変化を中心として—) 教育心理学年報, 7, 48-51.
- 藤村宣之 (2011). 児童期 無藤 隆・子安増生(編) 発達心理学 I (pp.299-338) 東京大学出版会
- 藤岡秀樹 (1987). 日本における学力研究の最近の動向について(2) 岩手大学教育学部研究年報, 47, 73-94.
- 藤田恵璽 (1995). 藤田恵璽著作集2 教育評価と実践研究 金子書房
- 服部環 (2016). 教育統計・測定入門(45) 修正指標とモデルの修正 指導と評価, 733, 60-61.
- 服部環 (2017). 教育統計・測定入門(58) 成長曲線モデリング—集団と個人の変化 導と評価, 751, 60-61.
- 国立学校法人お茶の水女子大学 (2014). 平成 25 年度全国学力・学習状況調査 (きめ細かい調査) の結果を活用した学力に影響を与える要因分析に関する調査研究 (平成 25 年度「学力調査を活用した専門的な課題分析に関する調査研究」) 国立学校法人お茶の水女子大学
- 黒田祐二 (2013). 児童期の知性の発達 櫻井茂男・佐藤有耕(編) スタンダード発達心理学(pp.105-121) サイエンス社
- 耳塚寛明 (2004). 教育課程行政と学力低下—関東調査による検討 荻谷剛彦・志水宏吉(編) 学力の社会学 (pp.21-36) 岩波書店
- 耳塚寛明 (2007a). 小学校学力格差に挑む だれが学力を獲得するのか 教育社会学研究, 80, 23-39.
- 耳塚寛明 (2007b). だれが学力を獲得するのか 耳塚寛明・牧野カツコ(編) 学力とトランジションの危機—閉ざされた大人への道(pp.3-23) 金子書房
- 耳塚寛明 (2008). 学力達成の構造—JELS2003 と JELS2006 の比較を中心に— JELS(お茶のみ女子大学), 11, 105-121.
- 諸田裕子(2004). 「学習遅滞」と「学習速進」はどこで起きているか 荻谷剛彦・志水宏吉(編) 学力の社会学 (pp.37-56) 岩波書店
- Nakajima, T. (1969). Stability and change of standard achievement test scores in primary school children. The Tohoku Journal of Educational Psychology, 2, 69-77.
- 中島ゆり (2012). 東北地方一市における学力の経年変化とその規定要因 JELS(お茶の水女子大学), 15, 7-15.
- 日本テスト学会(編) (2010). 見直そう, テストを支える基本の技術と教育 金子書房
- 高橋省己・津留 宏・富本佳郎・芳賀 純・瀧上凱令 (1971). パースナリティ発達の縦断的研究(2)—両年度間の諸測定値の関連の検討— 神戸大学教育学部研究集録, 45, 1-30.
- 高橋雄介 (2015). 時間を含むデータをどう分析するか?—一人の変化・発達を捉える統計— 子ども発達臨床研究, 7, 63-92.
- 玉井航太・藤田英典 (2017). エビデンスに基づく教育のための縦断データの解析方法 教育研究(国際基督教大学), 59, 5-16.
- 丹藤 進 (1989). 学業成績の発達に関する縦断的研究 (2)—小学校 2 年生から 6 年生まで— 弘前大学教育学部教科教育研究紀要, 10, 35-42.
- 丹藤 進 (1992). 学業成績の発達に関する縦断的研究 (4)—僻地児童の 5 年間の追跡— 弘前大学教育学部教科教育研究紀要, 15, 59-68.
- 豊田秀樹(編) (2003). 統計ライブラリー 共分散構造分析 [疑問編]—構造方程式モデリング— 朝倉出版
- 都築忠義・相良順子・宮本友弘・家近早苗・松山武士・佐藤幸雄 (2013). 児童期における知能と学力の変動パターンの検討—国語と算数に着目して— 聖徳大学研究紀要, 23, 31-37.
- 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 誠信書房
- 渡辺弥生 (2011). 子どもの「10 歳の壁」とは何か? 乗り

越えるための発達心理学 光文社

山田文康 (1990). 共通 1 次学力試験の 5 教科得点に基づく学力型の分析 研究紀要(大学入試センター), 19, 1-46.

山崎博敏 (2013). 小学校 4 年から中学校 2 年までの児童生徒の学力の変化～3 時点の学力調査データを連結したパネル分析の試み～ 中央調査報, 674, 5921-5925.