

格差を縮小する「学級効果」の探求

—マルチレベルモデルを用いた分析—

山田 哲也（大阪大学大学院・准教授）

要約

◇本章ではマルチレベルモデル分析の手法を用いて、社会経済上の格差を縮小する「効果のある学級」を選び出し、その特徴について考察を行った。まず、ランダム切片モデルを用いて、国語と算数の学業成績を規定する要因を分析した。その後、学級レベルの誤差項を基準に「効果のある学級」を選び出し、その他の学級と比較してその特徴を描き出した。検討の結果、①年収や学歴などの社会経済上の階層変数が学業成績に対して強い影響力を有していること、②個人の努力や学校の取り組みによって、階層間格差を縮める可能性が認められるものの格差を乗り越えることは困難であること、③「効果のある学級」を担当する教師には、共通する授業スタイルが認められること（ただし学級効果と関連するとは断言できない）、の3点が明らかになった。

1. はじめに

学校教育が学業達成の階層間格差に与える影響については、これまでも学校を分析単位とした研究の蓄積がある。2000年代は欧米の研究（Edmonds 1979など）を踏まえつつ、日本においても学力の階層間格差を縮小する「効果のある学校」の検討が行われ、その特徴が明らかにされている（鍋島 2003、志水 2004・2005、力のある学校研究会 2008など）。本報告書の第3章においても、「効果のある学校」論に基づく分析がなされている。

本章では、これらの研究と問題意識を共有しつつも、個々の学級担任が行う教育実践が持つ効果の検討を試みる。ここで学級に着目する理由は、学校全体が持つ特徴の影響もさることながら、小学校段階では担任が行う教育実践が子どもたちの学業達成状況にかなり

の影響力を持つことが予想されるためである。また、授業のスタイルや評価法、宿題の出し方やテストの活用法など、教室の相互作用場面で個々の教師が行う実践が階層間格差に与える影響を検討することは、学校全体で学習支援の取り組みを行う際に多くの示唆を与えるだろう。

以下では、マルチレベルモデルと呼ばれる手法を用いて、学級担任の行う教育実践が、学力の階層間格差を縮小する効果を持つか否かを検討する。

2. 努力・階層・学級効果？：学業達成の規定要因分析

1) 分析方法：マルチレベルモデル分析とは何か

マルチレベルモデル分析とは、階層的に構

造化されたデータを分析するために開発された統計学的な分析手法である¹。学力テストは通常、学校や学級などの異なる水準で階層化された集団に所属する子どもたちを対象に実施される。同じ学校や学級に所属する人々は、共通の文脈のもとに置かれているために、全体のデータから推計された説明変数の影響力とは異なる集団独自の影響を受ける可能性が高い。仮にそうであるとするならば、文脈の影響力を統制せずに全体のデータで回帰直線を推計すると、説明変数の影響力を過大あるいは過小に見積もってしまうことになる。マルチレベルモデルを用いた分析は、個人水準の要因の影響力と集団水準の要因の影響力を区別し、集団内の類似性を適切に処理した推計を行うことで、上記の問題点に対処するために考案された統計分析手法である。

マルチレベルモデル分析は仮定の置き方によっていくつかの種類に区分できるが、ここではどのようなモデルを仮定して分析を行うかについて概要を述べたい。

本来であれば、学校教育の効果を測定する際には、二時点間の成績データ（あるいは児童生徒の知能に関するデータ）を用いることが妥当である。だが、調査の制約上、今回の分析では一時点の成績データしか使用できない。そこで、メリトクラシー原理を表現したランダム切片モデルを設定することで、学級効果の推計を試みる。分析の基本となるモデルは次式の通りである。

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}X_{1ij} + \varepsilon_{ij} \quad (\text{式1})$$

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + u_{0j} \quad (\text{式2})$$

この二つの式は、家庭学習時間 (X_1)と成

績（正答率）(Y) の関係を表している。添え字の i は各児童を、 j は当該児童が在籍する学級を指し示すものである。

式1は学級 j に在籍する児童 i の成績を予測する回帰式である。式中の β_{0j} は学習時間を統制した際の全体の平均を示す切片、 β_{1j} は学習時間1単位あたり何%ポイント正答率が伸びるのかを示す係数、 ε_{ij} は個人レベルの誤差項を意味する。

学業達成をメリット（業績）に読み替え、学習時間を努力の指標、そして（やや強引だが）誤差項 ε_{ij} を個人に内在する能力＝知能に読み替えると、この式はメリット＝知能 (I) + 努力 (E) というメリトクラシーの公式 (Young 1958=1965: 107) を表現するものとして解釈できる。

式1だけであれば通常の回帰式と変わりはないが、式2をみると式1の切片 β_{0j} に各学級で異なるモデル（ランダム切片モデル）が設定されていることが分かる。すなわち、このモデルでは、切片 β_{0j} を、ある値 (γ_{00}) を中心に学級ごとに異なる値を示す分布のなかから得られるものとして考えるのである。他方でこのモデルは、努力の効果を表す回帰係数が各学級で一定であることを仮定している²。

式2を式1に代入すると次の式3が求められる。

$$Y_{ij} = (\gamma_{00} + u_{0j}) + \beta_{1j}X_{1ij} + \varepsilon_{ij} \quad (\text{式3})$$

式3の太字部分が固定効果、他の部分がランダム効果を表す。マルチレベルモデルを用いた分析が有する利点の一つは、ランダム効果を個人レベルの誤差項 (ε_{ij}) と、集団レ

-
- 1 本稿の分析は、川口 (2008) の議論に依拠する点が非常に大きい。その著者である川口俊明氏 (大阪大学大学院) からは、マルチレベルモデルの分析手法と結果の解釈についても多くの助言をいただいた。この場を借りて改めて感謝の意を表したい。
 - 2 切片だけでなく、学習時間にグループ間の変動を仮定したランダム係数・ランダム切片モデルを作成したが、有意差がみられた場合でも推算された回帰係数や適合度はランダム切片モデルとほとんど変わらず、傾きの分散も非常に小さいことが明らかになった (後述する国語のモデル3でSD1.26、算数は傾きの推計に有意差なし)。グループ間に傾きの差がほとんどみられないことを含意する結果が出たために、今回の分析ではランダム切片モデルを用いることにした。

ベル [ここでは学級レベル] の誤差項 (u_{0j}) に区別し、それぞれを推計することが可能な点にある。

当然ながら学級レベルの誤差項 (u_{0j}) には様々な要因が含まれており、それだけをもって何がしかの指標とみなすことはできない。とはいえ、学習時間に加えて、子どもの属性や保護者の所得や学歴など、すでに先行研究で学業成績を規定することが明らかにされている他の変数を投入し、そのうえで残る学級レベルの誤差項のなかには、児童の努力や他の規定要因を統制した後も学業達成水準を高める「学級の効果」が含まれているように思われる。データの制約上、本稿では、学級の実践に関する変数以外の学業成績を規定する要因を網羅的に投入したうえで残る学級レベルの誤差項 (u_{0j}) を学級効果の代理指標とみなしたい。家庭学習時間を、教育の指導の成果とみる見方もあるが、自宅でどの程度勉強するかは、家庭的な背景と密接に結びついており、両者を区別することは難しい。ここでは授業の効果を純粋に取り出すため、努力を統制したうえで残る差異に着目する。

なお、社会経済上の変数が成績に与える影響力と、それを統制したうえで残る努力の効果を比較することは、「格差社会」化が指摘される近年の状況において、メリトクラシー原則を掲げることがどの程度の有効性を持つのかを考える手がかりを与えてくれる。さらに、社会経済変数の効果を統制した努力の効果の推計（特に集団レベルのそれ）は、宿題や補習活動など、家庭学習時間に影響を与え

る学級・学校での教育活動を組織化する際に活用可能である。教師の指導によって一定程度コントロール可能な努力の効果と、子ども自身は選択できない社会経済的背景の影響力を比較することで、「格差」を縮小する手立てを構想する手がかりが得られるだろう。

以下ではこうした課題意識のもとで、マルチレベルモデル分析の手法を用いて調査データを検討したい。

2) 分析に使用するデータの概要

分析に用いるデータとその記述統計量は、表4-1に示す通りである。表の上段が個人レベル、下段が学級レベルのデータである。

個人レベルの変数は、児童対象調査と保護者対象調査で得られたデータから選択した。児童本人に関するデータとしては、従属変数として用いる成績、努力の指標である家庭学習時間³のほかに、性別と受験塾への通塾を尋ねた質問の回答を用いる。家庭的背景の指標としては、両親の学歴に関する変数と教育費月額、世帯年収を選択した⁴。

学級レベルの変数として選択したのは、家庭学習時間の平均値と両親大卒以上の割合、そして、家庭学習時間に影響を与えることが予想される、各教科の宿題の頻度⁵と担任が使用するテストの種類⁶である。

参考までに表に記載した各教科テストの学級平均値をみると、算数の最大値が72.22、最小値が36.02で、クラス間の平均値の幅は実に36.2%ポイントと、平均正答率に3割以上の差がついている。国語では最も成績の良

- 3 平日（学校がある日）1日あたりの勉強時間を尋ねた質問への回答を用いた。「ほとんどしない」から「3時間以上」までの6段階の選択肢に、1～6点を割り当てている（各項目の内訳については資料編 基礎集計表を参照。他の質問についても同様）。
- 4 分析に用いる変数の数を抑え、なるべく単純なモデルで社会経済的な条件を把握するために、学歴指標として両親ともに大卒以上の学歴を持つかどうか（該当する者は10%程度）、経済的背景の指標に年収と教育費月額を用いている。なお、教育費月額は「支出はまったくない」から「5万円以上」までの9段階の選択肢に0～8点を割り当て、世帯年収については税込の収入を「200万円未満」から「1,500万円以上」の12段階の選択肢に、1～12点を割り当てた。
- 5 宿題の頻度は、「ほとんど出さない」から「毎日出す」までの5段階の選択肢に、1～5点を割り当てた。
- 6 担任に「小テスト」「単元末テスト」「学期末など、まとめのテスト」の実施の有無を尋ねた質問（MA）についた○の数を合算したもの。テストの種類ごとに自作テストと市販テストのどちらを（あるいはいずれも）使用するかを尋ねているため、すべてを選択した場合には6点、全くテストを行わない場合には0点の値を取る。

表 4-1 記述統計量

	最小値	最大値	平均値	標準偏差	N	データソース
算数正答率	0.00	100.00	56.58	19.63	2,435	
国語正答率	0.00	100.00	57.39	16.78	2,429	
家庭学習時間	1.00	6.00	2.78	1.03	2,435	児童対象調査
性別ダミー（男子=1）	0.00	1.00	0.50	0.51	2,440	
受験塾ダミー（受験塾通塾=1）	0.00	1.00	0.09	0.29	2,404	
両親大卒以上ダミー（両親大卒以上=1）	0.00	1.00	0.11	0.31	2,440	
教育費月額	0.00	8.00	2.74	2.03	2,422	保護者対象調査
世帯年収	1.00	12.00	2.85	6.06	2,124	
算数正答率（学級平均：参考）	36.02	72.22	56.55	5.73	92	児童対象調査 （学級ごとに集積）
国語正答率（学級平均：参考）	45.20	68.27	57.10	5.14	92	
家庭学習時間平均	1.91	4.25	2.76	1.91	92	
両親大卒以上割合	0.00	0.41	0.10	0.10	92	保護者対象調査 （学級ごとに集積）
宿題頻度（算数）	1.00	5.00	4.32	0.81	92	担任対象調査
宿題頻度（国語）	1.00	5.00	4.38	0.94	92	
使用するテストの種類（算数）	1.00	6.00	2.86	1.08	92	
使用するテストの種類（国語）	1.00	6.00	2.86	1.08	92	

いクラスの平均値が68.27、低いクラスでは45.20と、幅は若干縮まるが、それでも23.07%ポイントの違いがある（なお、個人間の幅は0～100%とさらに大きい）。

結局のところ、これらの差異はどのような要因によって規定されているのだろうか。学力を規定する個人レベルの要因と学級レベルの要因の影響力は、どの程度のものなのか。全体に共通する効果だけでなく、学級に固有の効果はどの程度学業成績を左右するものなのか。マルチレベルモデルを用いた分析結果をもとに、これらの点を検討してみたい。

3) 算数学力の規定要因

まず、算数学力の分析結果をみてみよう⁷。各モデルの推計に用いた式は、表 4-2 の下に示す通りである。

表の一番左端の列に示している「モデル 0」は「ヌルモデル」と呼ばれるもので、説明変数を持たない切片のみのモデルである。切片の値56.57は、全体平均の推計値を意味し、実測値である56.55（表 4-1 を参照）とほぼ等しい。このモデルは、他の変数を追加したモデルの適切性を検討するための基準を示す役割を果たす。

表の下に記載された式を見ると分かるように、ヌルモデルの切片はデータから推計された全体の平均正答率 (γ_{00}) と各学級の誤差項 (u_{0j})、各人の誤差項 (ε_{ij}) から構成される。ランダム切片モデルを用いた分析では、これらの誤差項と合わせて、全体の分散に学級レベルの分散が占める割合（級内相関：ICC）を推計することができる。

表 4-2 の下部に示される ICC の値が大き

7 分析に用いたソフトは、Scientific Software International 社の HLM 6 である。推計方法は制限付きの最尤推定を用いている。

表 4-2 算数正答率の規定要因（マルチレベル分析：ランダム切片モデル）

	モデル0	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4
切片 (γ_{00})	56.57***	57.26***	56.55***	46.54***	49.75***
家庭学習時間 (γ_{10} : グループ中心化)		2.71***	0.95**	1.09**	1.08**
性別ダミー (γ_{20} : 男子=1)		-1.42*	-1.20	-1.12	-1.14
両親大卒以上ダミー (γ_{30} : 両親大卒以上=1)			5.77***	5.14***	5.15***
教育費月額 (γ_{40} : グループ中心化)			1.43***	1.52***	1.52***
世帯年収 (γ_{50} : グループ中心化)			0.82***	0.84***	0.84***
受験塾ダミー (γ_{60} : 受験塾通塾=1)			2.53	0.94	1.06
家庭学習時間平均 (γ_{01})				3.21**	3.13**
両親大卒以上割合 (γ_{02})				11.99*	10.56*
算数宿題頻度 (γ_{03})					-1.04
算数テストの種類 (γ_{04})					0.57
学級間分散	17.73***	17.94***	15.13***	12.39***	10.26***
学級内分散	367.48	360.32	336.44	336.51	336.49
ICC	4.6%	4.7%	4.3%	3.5%	3.0%
逸脱度	21366	21271	18038	18019	18016

注1) * p.<0.1 ** p.<0.05 *** p.<0.01

注2) モデル0: $Y_{ij} = (\gamma_{00} + u_{0j}) + \varepsilon_{ij}$ u_{0j} = 学級レベルの誤差項 ε_{ij} = 個人レベルの誤差項

注3) モデル1: $Y_{ij} = (\gamma_{00} + u_{0j}) + \gamma_{10}$ 家庭学習時間 + γ_{20} 性別ダミー + ε_{ij}

注4) モデル2: $Y_{ij} = (\gamma_{00} + u_{0j}) + \gamma_{10}$ 家庭学習時間 + γ_{20} 性別ダミー + γ_{30} 両親大卒以上ダミー + γ_{40} 教育費月額 + γ_{50} 世帯年収 + γ_{60} 受験塾ダミー + ε_{ij}

注5) モデル3: $Y_{ij} = (\gamma_{00} + \gamma_{01}$ 家庭学習時間平均 + γ_{02} 両親大卒以上割合 + $u_{0j}) + \gamma_{10}$ 家庭学習時間 + γ_{20} 性別ダミー + γ_{30} 両親大卒以上ダミー + γ_{40} 教育費月額 + γ_{50} 世帯年収 + γ_{60} 受験塾ダミー + ε_{ij}

注6) モデル4: $Y_{ij} = (\gamma_{00} + \gamma_{01}$ 家庭学習時間平均 + γ_{02} 両親大卒以上割合 + γ_{03} 算数宿題頻度 + γ_{04} 算数テストの種類 + $u_{0j}) + \gamma_{10}$ 家庭学習時間 + γ_{20} 性別ダミー + γ_{30} 両親大卒以上ダミー + γ_{40} 教育費月額 + γ_{50} 世帯年収 + γ_{60} 受験塾ダミー + ε_{ij}

いほど、学級要因が成績に与える影響力が大きいと解釈できるが、算数正答率を従属変数とするヌルモデルのICCは4.6%にすぎない。これは、個人の成績分散のほとんどがそれぞれの児童の要因（属性や個人の能力・努力）によって説明されることを意味している。さらに、ヌルモデルに他の変数を投入したモデル1～4では、ICCがさらに減少し3%程度となってしまう。後述するように、この結果は定量的なデータを用いて「学級独自の効果」を測定する難しさを示すとともに、日本の学校教育における学級の均質性の高さを反映しているように思われる。

それでは、ヌルモデルに説明変数を加えてゆくことで、それぞれの係数やモデルの適合度にどのような変化がみられるのだろうか。

まず、モデル1とモデル2の結果を比較すると、社会経済上の家庭背景に関する変数が成績向上に有意な影響を持つとともに、これらの影響を統制すると家庭学習時間の効果

が減少する（係数の値が小さくなる）。これは学歴階層と経済上の階層要因の影響力の強さをうかがわせる結果である。

モデル2の係数をみると、家で勉強することの効果（モデル2では、学級の平均的な勉強量よりも1段階ぶん長く勉強することで、テストの点が0.95%ポイント増加する）よりも、大卒以上の学歴を持つ両親のもとで育つ効果（5.77%ポイントの増加）のほうがはるかに大きい。係数が標準化されていないために、変数間の影響力を直接比較することはできないが、教育費月額と世帯年収の効果を合わせると、努力よりも階層要因の影響が強ことが明らかである。これらの影響力の差異と、モデル1からモデル2における家庭学習時間効果の減少は、従来の研究で再三指摘されているように、メリトクラシー原理の見せかけのもとで、階級・階層構造の再生産が生じている事態を反映するものである。

続いて児童に関する学級レベルの変数を追

加したモデル3と、家庭学習時間に影響を与えることが予想される宿題の頻度とテストの種類（種類の多さは、テスト回数の多さを意味してもいる）をさらに加えたモデル4の結果を検討したい。

モデル3、4とも、家庭学習時間の学級平均値と両親大卒以上の割合が学力向上に有意な影響を与えている。とりわけ、両親大卒以上割合の係数は10を超えており、最もその割合が高い学級（0.41）は、大卒以上の保護者のいない学級（最小値は0.00）と比べ、各人

の平均正答率を $0.41 \times 10 =$ 約4.1%ポイント押し上げる効果を持つと推計されている。大卒以上割合の影響力は、教育熱心な保護者の多さが、学校の教育効果を高めていることに起因するように思われる⁸。

モデル4に投入した宿題の頻度とテストの種類は有意な影響が認められず、少なくともこれらの変数で把握される担任の働きかけは効果があるとは言えない結果となっている⁹。表では省略しているが、算数と国語の両方で、学級規模も有意な影響力を持たない。

-
- 8 両親大卒以上割合の他に教育費月額、世帯年収の学級平均値、学級ごとの通塾率比率を投入した分析を行ったが、いずれも有意な影響を認めることができなかった（しかも、すべての変数を同時に投入すると、受験塾通塾率の回帰係数は負の値を示す）。モデル3に用いた変数は、児童調査・保護者調査の学級レベル変数の組み合わせのなかで有意な影響力が認められ、かつ、当てはまりの良い変数の組み合わせである。両親大卒以上割合、教育費月額平均値、世帯年収平均値の間にはきわめて強い正の相関関係（0.65～0.87）があり（マルチレベル分析では比較的回避しやすいと言われる）、多重共線性に起因する問題が発生している可能性があるため、今回の分析からは除外している。家庭学習時間平均と両親大卒以上割合の相関は0.25で、共線性の問題は回避できると思われる。
 - 9 欠損値処理の都合上、学級レベルのサンプル数が減り（ケース数が92から86と7%近く減少する）、有意な影響力を持つ変数の数が減少するために表では省略しているが、教職経験年数が長い教師が担任する学級ほど子どもの成績が若干低下する傾向（算数の係数が-0.12、国語では-0.13、 $p < 0.1$ ）がみられた。今回のテストにはいわゆる「活用」問題に近い性格のものが組み込まれており、若手の教師のほうが、知識の活用能力を重視する近年の潮流にいち早く対応している可能性がうかがえる。

4) 国語学力の規定要因

算数の結果を確認したうえで、次に、国語テストの結果を従属変数にして同様の分析を行った結果をみてみよう(表4-3)。

国語についても、おおむね算数と同様の結果が得られた。

算数の成績を分析した時との相違点は、①モデル2~4でも性別のダミー変数が有意な影響を持ち、女子児童と比べて男子児童に点数が低い傾向がみられること、②受験塾ダミーの影響が有意であることの2点である。ICCについても算数より国語のほうがやや高めの値を示しているが、その差はわずか数%ポイントにすぎず、学級レベルの変数を投入したモデル3とモデル4ではICCが算数の分析の時とほぼ等しくなる。

5) 努力で格差はどこまで縮小するのか?

これまでみてきたように、個人レベル・学級レベルの両方の変数において、階層要因の影響力の強さが認められた。

ただし、係数は小さくなるとはいえ、他の階層変数を統制した後でも、家庭学習時間に成績を上げる効果が認められること、宿題やテストの出し方による影響は認められないものの、教師からの働きかけでコントロールが可能な家庭学習時間の平均値が有意な影響を持っていることは興味深い。個人の努力や、学級全体の子どもたちに努力する姿勢が浸透することは、階層変数に起因する差をどの程度まで埋めることができるのだろうか。

誤差を無視し、変数間の交互作用効果も仮定していないためにやや乱暴な推計になる

表4-3 国語正答率の規定要因(マルチレベル分析:ランダム切片モデル)

	モデル0	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4
切片 (γ_{00})	57.21***	59.45***	58.84***	43.00***	42.58***
家庭学習時間 (γ_{10} :グループ中心化)		3.11***	1.26***	1.28***	1.28***
性別ダミー (γ_{20} :男子=1)		-4.46***	-4.25***	-4.20**	-4.20***
両親大卒以上ダミー (γ_{30} :両親大卒以上=1)			5.80***	5.04***	5.04***
教育費月額 (γ_{40} :グループ中心化)			1.41***	1.42***	1.42***
世帯年収 (γ_{50} :グループ中心化)			0.64***	0.66***	0.66***
受験塾ダミー (γ_{60} :受験塾通塾=1)			2.97**	3.02**	3.02**
家庭学習時間平均 (γ_{01})				5.24***	5.26***
両親大卒以上割合 (γ_{02})				13.15*	12.91**
国語宿題頻度 (γ_{03})					-0.21
国語テストの種類 (γ_{04})					0.46
学級間分散	17.67***	17.76***	15.03***	8.32***	8.49***
学級内分散	263.05	247.84	231.09	231.25	231.28
ICC	6.3%	6.7%	6.1%	3.5%	3.5%
逸脱度	20520	20332	17221	17186	17184

注1) * p.<0.1 ** p.<0.05 *** p.<0.01

注2) モデル0: $Y_{ij} = (\gamma_{00} + u_{0j}) + \epsilon_{ij}$ u_{0j} =学級レベルの誤差項 ϵ_{ij} =個人レベルの誤差項

注3) モデル1: $Y_{ij} = (\gamma_{00} + u_{0j}) + \gamma_{10}$ 家庭学習時間 + γ_{20} 性別ダミー + ϵ_{ij}

注4) モデル2: $Y_{ij} = (\gamma_{00} + u_{0j}) + \gamma_{10}$ 家庭学習時間 + γ_{20} 性別ダミー + γ_{30} 両親大卒以上ダミー + γ_{40} 教育費月額 + γ_{50} 世帯年収 + γ_{60} 受験塾ダミー + ϵ_{ij}

注5) モデル3: $Y_{ij} = (\gamma_{00} + \gamma_{01}$ 家庭学習時間平均 + γ_{02} 両親大卒以上割合 + $u_{0j}) + \gamma_{10}$ 家庭学習時間 + γ_{20} 性別ダミー + γ_{30} 両親大卒以上ダミー + γ_{40} 教育費月額 + γ_{50} 世帯年収 + γ_{60} 受験塾ダミー + ϵ_{ij}

注6) モデル4: $Y_{ij} = (\gamma_{00} + \gamma_{01}$ 家庭学習時間平均 + γ_{02} 両親大卒以上割合 + γ_{03} 国語宿題頻度 + γ_{04} 国語テストの種類 + $u_{0j}) + \gamma_{10}$ 家庭学習時間 + γ_{20} 性別ダミー + γ_{30} 両親大卒以上ダミー + γ_{40} 教育費月額 + γ_{50} 世帯年収 + γ_{60} 受験塾ダミー + ϵ_{ij}

が、比較的当てはまりの良いモデル3で有意な影響がみられた変数の係数をもとに、集団レベルの階層変数という点で最も有利な条件を持つ学級に在籍する、最も恵まれた家庭的な背景を持つ児童が仮にいた場合にかれが享受する成績上昇効果を算出すると、

算数の場合は、

$$\begin{aligned} & 1.52 \times (\text{教育費月額個人最大値} - \text{教育費平均の最大値}) + \\ & 0.84 \times (\text{世帯年収個人最大値} - \text{世帯年収の学級平均の最大値}) + \\ & 5.14 [\text{両親大卒以上ダミー変数の係数}] + \\ & 11.99 \times (\text{両親大卒以上割合の学級最大値}) \end{aligned}$$

となり、具体的な推計値は、

$$1.52 \times (8 - 6) + 0.84 \times (12 - 9.42) + 5.14 + 11.99 \times 0.41 = 15.3\% \text{ポイント}$$

国語では、

$$\begin{aligned} & 1.42 \times (\text{教育費月額個人最大値} - \text{教育費平均の最大値}) + \\ & 0.66 \times (\text{世帯年収個人最大値} - \text{世帯年収の学級平均の最大値}) + \\ & 5.04 [\text{両親大卒以上ダミー変数の係数}] + \\ & 3.02 [\text{受験塾ダミーの回帰係数}] + \\ & 13.15 \times (\text{両親大卒以上割合の最大値}) = \\ & 18.1\% \text{ポイントという値が推算される。} \end{aligned}$$

これに対して、モデル3の係数を用いて努力の効果が最大限に発揮されるケースを想定してみよう。

家庭学習時間学級平均値の係数の推算値は算数が3.21、国語では5.24である。実際にそのような事態が起きる見込みはかなり低いと思われるが、教師の指導やその他の条件が重なって、仮に家庭学習時間平均が最小の学級の平均値1.91が最大値の4.25まで増加した場合の成績上昇効果は、算数で7.51%ポイント、国語の場合は12.3%ポイントと推定される。

変数を学級レベルで中心化しているため、

家庭学習時間平均値が最大値まで上昇すると、個人レベルの努力の効果は最大で $1.09 \times (6 - 4.25) = 1.91\%$ ポイント(算数)、 $1.28 \times (6 - 4.25) = 2.24\%$ ポイント(国語)となる。両者を合算した最大の伸び幅(学級の家庭学習時間平均が最低水準から最上位の水準に増加し、その学級で児童個人が最大限に努力した場合)は、算数の場合は9.42%ポイント、国語では14.54%ポイントである。いずれの場合も階層要因が生み出す上昇効果を埋めるまでの効果はないが、今回のモデルから推算された値をもとに努力の効果が最大限に発揮できるケースを仮定すると、ある程度の格差を埋めることが予想される。

だが、先に述べたように、上記の想定は実際にはありそうにない仮定である。階層要因の影響力の強さを踏まえると、メリトクラシーの原理は現実を隠蔽する機能を果たすだけであり、実際のところ、学業成績はかなりの程度社会経済的な階層要因によって規定されるといってよい。そのような状況において、努力の効用を過度に強調することは、メリトクラシーの正統化機能を補強するだけにとどまる可能性がある。

とはいえ、階層要因と異なり、学習時間は教師や保護者の働きかけによってある程度のコントロールが可能な要因である。過大な評価は禁物であるが、そこに階層間格差を縮小する道筋があると言える。

ただし先に脚注2で述べたように、学級ごとに家庭学習時間にランダムな係数を設定したモデル(ランダム係数・ランダム切片モデル)を用いた分析を行った場合でも、学級間の傾きの分散が小さく、学級による努力の効果の違いはそれほど認められなかった。算数・国語の分析で共にICCがわずか数%であることから分かるように、成績に対して学級固有の要因が与える影響は小さく、ほとんどは児童個人の要因によって決まってしまう。

この結果は「学級の効果」の探求を困難にする事実であるが、他方で、日本の学校教育

制度のある種の均質性を表してもいる。サンプルサイズが約90と必ずしも十分な数の学級からデータを集めたわけではないが、全国各地の様々な地域類型から選択された調査対象校・学級で日々行われている教育活動の質が一定だからこそ、学級要因による差が一定の範囲で抑制されているとみることもできる。

確かに学級の（あるいは学校の）取り組みだけで社会経済上の要因から生まれる格差を縮小することは困難である。他方で、今回のデータが示唆するのは、どの学級で学んだとしても教育内容に大きな違いがないということであり、「標準法の世界」（荻谷 2006、荻谷・山口 2008）が可能にした均質な教育システムの平等性の高さを表していると解釈することが可能なのである。

■ 3. 「効果のある学級」を生み出す要因の探求

1) 学級レベル誤差項に着目した「効果のある学級」の抽出

教育の均質性が高いからといって、各学級で同一の教育が行われているわけではない。先に述べたように、ICCの低さは学級固有の影響力の弱さを物語るものであるが、その効果は皆無ではない。本章の最後では、マルチレベル分析の持ち味である集団レベルの誤差項の推計値をもとに「効果のある学級」を選び出し、教員質問紙調査の結果から、その特徴を描き出すことにしたい。今回のデータは一時点のもので、厳密にはそれだけをもって「効果のある学級」を選び出すことはできない。だが、階層変数を統制したうえでなおも成績を向上させる何らかの影響を持つ学校で行われている教育実践には、学級の効果を測定するためのヒントが隠されているのではないだろうか。データの制約を踏まえつつ、今後の研究の足がかりを探るべく、誤差項に着目した分析を行うことにしたい。なお、今回の調査では担任対象の質問紙調査で、教授法をはじめとした学級における教育実践の詳細

を尋ねている。これらの変数のすべてをモデルに組み込むことは困難なので、まずは誤差項をもとに「効果のある学級」の特徴を描き出し、成績向上に寄与する可能性のある変数を探索することにしたい。

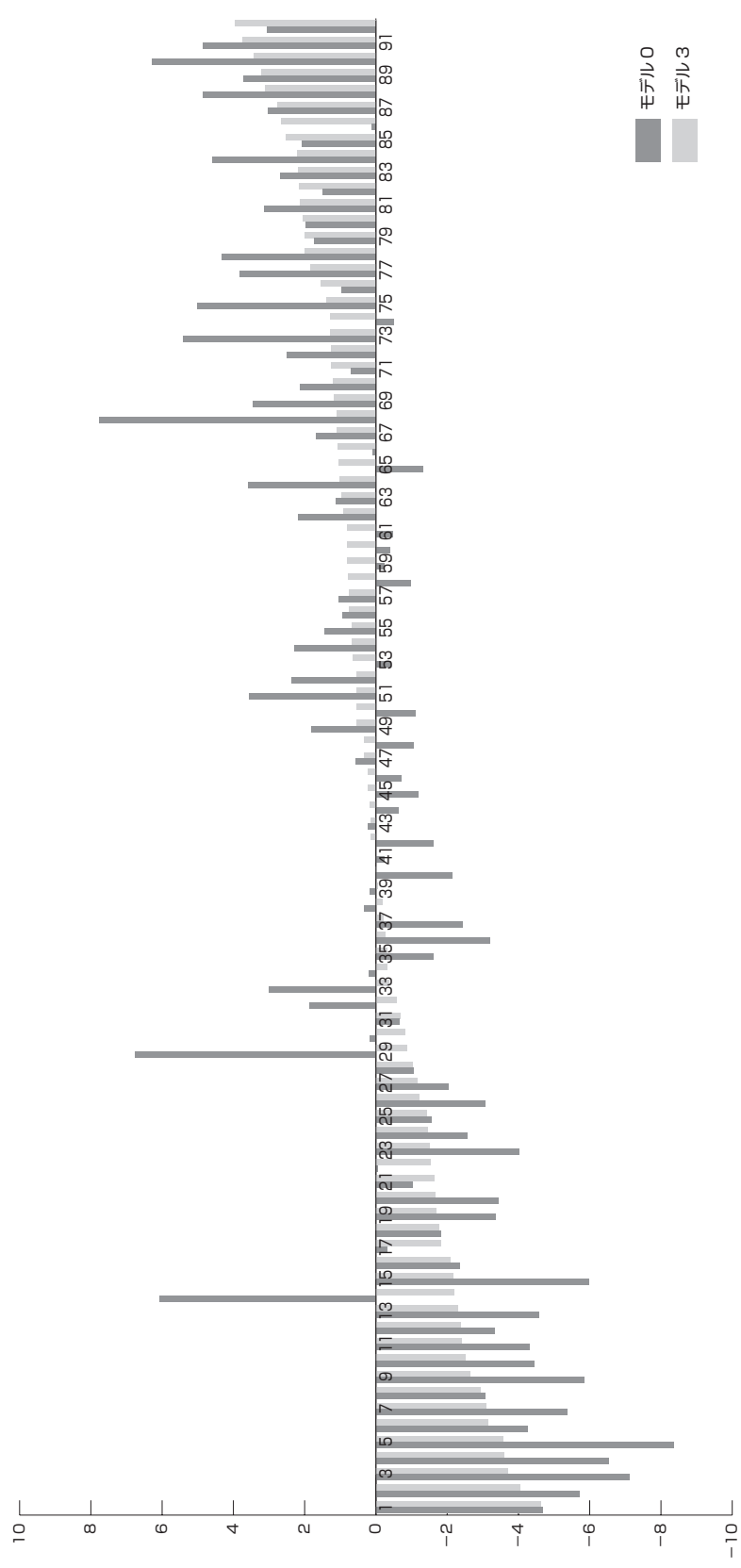
以下の分析では、国語成績を用いた分析結果を用いる。その理由は、(1) 国語成績を用いた分析のほうが、算数よりもICCが高いこと、(2) 国語のほうが有意な影響を持つ社会経済的な家族的背景に関する変数が多く、これらを統制したうえで残る結果の解釈が容易である、(3) 4年生までの既習事項が設問に含まれているために、算数の成績を用いると、調査実施時の担任とその前年度の担任の影響力の区別が難しいことによる。(3)は、国語も同様だが、算数と比較すると、4年生と5年生で学習する事項の区別の度合いが弱く、また、国語の成績については、教科に限らず、学級担任の普段の働きかけの総体が影響を与える可能性が高いために、学級の効果を測定する際には国語のデータを用いたほうが妥当であると考ええる。

図4-1は、国語データを用いた分析のヌルモデルとモデル3における学級レベルの誤差項 (u_{0j}) をクラス別に示したものである。

図4-1ではモデル3の誤差項 (u_{0j}) の値が最も小さい学級を左端にプロットし、その値が大きくなるほど右端に来るように順にならべたものである（学級の番号は小さい順から便宜的に割り振ったものである）。

切片のみのモデル0における学級レベルの誤差項と、家庭学習時間と子どもの属性、社会経済的な家庭背景に関する個人レベル・集団レベルの変数を統制したモデル3の誤差項の値は強い正の相関関係にあり ($r=0.77$)、一方が高い場合には他方も高い傾向がみられる。他方で、それほど数は多くないが、モデル0の誤差項の値が高いにも関わらず、モデル3の値が平均より小さい学級（14番・29番など）や、逆にモデル0では平均以下であるにも関わらず、モデル3の誤差項が平均より高い学級（65番や74番）も存在する。前者は

図4-1 学級レベルの誤差項 (u_{0j}) の大きさ (国語)



一見すると学級における成績の水準が低いように思われるが、各種の変数を統制すると、学級固有の効果が水準を押し上げている学級、後者はその逆を意味する。

モデル3の学級レベルの誤差項の幅（最大値と最小値の差）は、8.59%ポイントで、階層要因によって生じる成績上昇効果の最大推計値である18.1%の半分に満たない値だが、学級固有の効果によって階層間格差を一定程度縮小する可能性を示している。

2) 「特に効果のある学級」のプロファイル

学級効果が有する格差縮小の可能性を確認したうえで、誤差項が正の方向に1標準偏差以上高い学級を「効果の高い学級」として選び出し、そのプロファイルを検討してみたい。

誤差項が示す「学級効果」は、あくまでも個人の努力や属性に関する変数を統制したうえで残る学級固有の影響であり、仮にその値が高い場合でも、比較的恵まれた状況にある子どもたちを多く含む学級の場合は、階層間の格差を縮めるというよりは、むしろそれを存続したまま全体の水準が上がる事態が生じるだけである。従来の「効果のある学校」論が意味する効果が、あくまでも階層間格差を縮小する効果であることを踏まえると、学級成員の特質を踏まえた検討が必要である。

そこで表4-4に、先ほど述べた基準に従って選び出した15学級のプロファイルを整理してみた。

表中に示した15学級のうち、約半数の7学級は共通の学校（3校）から選ばれている。

表4-4 「特に効果の高い学級」のプロファイル

順位	学級ID	経験年数	国語正答率平均	両親大卒以上割合	受験塾通塾率	世帯年収平均 (12段階 単位：百万円)	地域類型
1	40113	6	61.61	11.8%	3.0%	4.86	大都市圏 ○
2	40114	5	64.27	9.1%	9.7%	4.90	大都市圏 ○
3	5112	18	66.35	9.1%	6.1%	6.00	市部 ○
4	19322	12	63.16	12.0%	0.0%	5.48	町村部 ○
5	14223	4	64.27	6.1%	45.5%	7.07	大都市圏 △
6	14233	18	61.75	16.7%	20.0%	7.91	大都市圏 △
7	16221	25	57.39	3.2%	0.0%	5.40	町村部 ○
8	19431	25	60.64	4.3%	4.5%	6.07	市部 ○
9	14232	5	64.33	22.2%	25.9%	7.69	大都市圏 △
10	20122	19	61.72	9.1%	0.0%	6.78	市部 △
11	19223	16	59.65	8.3%	0.0%	5.74	町村部 ○
12	5123	24	62.03	10.7%	3.6%	4.46	市部 ○
13	5262	16	60.53	4.5%	0.0%	4.68	町村部 ○
14	19221	21	59.92	3.8%	4.0%	5.05	町村部 ○
15	14234	3	63.94	11.1%	40.7%	8.00	大都市圏 △
全学級の平均値			57.10	10.0%	8.0%	6.02	—

ただし、これらの学校に属していながらも選択されていない学級があり、他の8学級は単独で選出されていることから、「効果のある学級」が選出される学校が必ずしも「効果のある学校」であるとは限らないことが分かる。

国語の平均正答率はすべての学級が全体の平均を上回っており、固有の効果を持つ学級は全体の水準も高い。地域類型は大都市圏、市部、町村部のすべてを網羅しており、学級の効果と地域的な特性の関連はそれほどみられないように思われる。

他方で、大都市圏と市部に位置する学校から選ばれた「効果の高い」学級には、両親大卒以上割合や受験塾通塾率、世帯年収平均が全体の平均を大幅に上回っている学級が含まれ、階層間格差を縮小するという意味では、実質的な効果があるとは言いがたい学級も存在する（表の右端に△印をつけている）。

表4-5は、表4-4で△印のついた5学級を除外した10学級とその他の約80学級の授業方法を比較したものである。選択された10学級を、表中ではその学級に固有の効果が大きく、階層間格差を縮小する可能性を持つ学級という意味で「効果十」と表記している。

サンプル数が僅少ということもあり、有意差がみられる項目は1つだが、他の学級と比較して10%ポイント以上の差がみられた項目（網掛け部分）をみると、いくつかの特徴が認められる。

第一に、「効果十」学級の担任は、ドリルや小テストを課して基礎的な学習事項の定着を図るとともに、調べ学習や意見を出し合う授業を行う傾向がみられる。基礎学力の定着と、表現や知識の活用の両方に目配りした授業スタイルをそこからうかがうことができる。

第二に、効果の高い学級の教師は、いわゆる「新しい学力観」のもとで強調された「支援」重視型の授業を行う頻度が低く、「総合的な学習の時間」と結びついた授業についても、積極的に取り組む教師とそうでない教師に二分される傾向がみられる。コンピューターやビデオなどを用いた授業、学外の協力者を活用した授業を行う者も少なく、逆に自作のプリントや教材を使う頻度が高い（この項目については10%水準の有意差が認められた）。これらの点を合わせて考慮すると、新しい教材・教具や授業法に対して一定の距離を置く姿勢を読み取ることができる。ただし、総合との関連づけを積極的に行う教師もあり、必ずしも一様の態度を取っているわけではないことも事実である。

第三の特徴は、少人数指導や習熟度別指導はめったに行わず、グループ学習を積極的に取り入れている点にある。個別学習についても中間的な姿勢が顕著で、集団を単位とした授業への選好が見受けられる。ただし、授業理解度や進度の異なる子どもたちが互いに学び合う授業については、その頻度が二分する傾向がある。

以上、特に効果を発揮する学級の担任たちが採用する授業方法の特徴を検討してきた。サンプル数が極めて少なく、一時点で得られたデータを扱っているために、こうした特徴が学級効果を生み出しているかどうかについて確かなことは言えない。今回の検討によって明らかにされた授業方法の特徴は、さらなる調査を通じて、その妥当性を検証すべき仮説（あるいは仮説を構築するための素材となる情報）に過ぎない。とはいえ、今後の分析の指針を得るうえで、こうした作業を行うことにはそれなりの意味があるだろう。

表4-5 「効果の高い」学級における授業スタイルの特徴（国語）

		非常に+ やや多い	どちらとも いえない	やや+非常 に少ない	合計	N
教科書や黒板を使った授業	効果++	90%	10%	0%	100%	10
	その他の学級	96%	4%	0%	100%	81
ドリルや小テストで定着をはかる授業	効果++	60%	40%	0%	100%	10
	その他の学級	51%	37%	12%	100%	81
一定の宿題を出すことを考慮した授業	効果++	40%	30%	30%	100%	10
	その他の学級	37%	37%	26%	100%	81
自分で調べたり、考えたりする授業	効果++	80%	10%	10%	100%	10
	その他の学級	59%	30%	11%	100%	81
自分たちの考えを発表したり意見を言い合う授業	効果++	80%	10%	10%	100%	10
	その他の学級	74%	21%	5%	100%	81
体験することを取り入れた授業	効果++	20%	50%	30%	100%	10
	その他の学級	15%	40%	46%	100%	81
他教科の内容と関連づけた授業	効果++	30%	50%	20%	100%	10
	その他の学級	24%	57%	20%	100%	81
「総合的な学習の時間」と関連づけた授業	効果++	30%	40%	30%	100%	10
	その他の学級	22%	57%	21%	100%	81
学校外の協力者を活用した授業	効果++	0%	0%	100%	100%	10
	その他の学級	5%	20%	75%	100%	81
指導よりも支援を重視した授業	効果++	0%	50%	50%	100%	10
	その他の学級	9%	59%	33%	100%	80
学習内容の活用を重視した授業	効果++	30%	60%	10%	100%	10
	その他の学級	29%	58%	13%	100%	79
コンピューターを使う授業	効果++	10%	0%	90%	100%	10
	その他の学級	10%	20%	70%	100%	81
ビデオを使う授業	効果++	0%	10%	90%	100%	10
	その他の学級	1%	22%	77%	100%	81
個別学習を取り入れた授業	効果++	30%	60%	10%	100%	10
	その他の学級	21%	38%	41%	100%	80
少人数指導を行う授業	効果++	0%	10%	90%	100%	10
	その他の学級	4%	16%	80%	100%	81
習熟度別指導を行う授業	効果++	0%	0%	100%	100%	10
	その他の学級	3%	14%	84%	100%	80
TT(チーム・ティーチング)を行う授業	効果++	0%	10%	90%	100%	10
	その他の学級	7%	10%	83%	100%	81
自作のプリント・教材を使う授業	効果++	70%	0%	30%	100%	10
	その他の学級	31%	41%	28%	100%	81
グループ学習を取り入れた授業	効果++	70%	10%	20%	100%	10
	その他の学級	52%	36%	12%	100%	81
授業理解度や進度の異なる子どもが互いに学び合う授業	効果++	40%	20%	40%	100%	10
	その他の学級	30%	51%	19%	100%	80

p. < 0.1

■ 4. おわりに

本章の検討を通じて確認された事実は、社会経済上の要因が子どもの学業達成の成否を大きく左右することである。この点はこれまで指摘されてきたことであるが、保護者の社会経済上の背景を直接尋ねた変数を用いた分析を行った点に、本研究の意義がある。

階層変数の影響力が強いため、社会経済上の要因を完全に打ち消すことは極めて困難であるが、個人の努力や学級全体に家庭学習に向かう姿勢が成績を上げる効果があることや、努力や属性を統制したうえで残る学級固有の効果が認められたことも、今回の検討を通じて明らかにされた重要な知見である。「効果の高い」学級で、努力を介して成績の向上を図ることによって、階層差が一定程度

縮小する可能性があるだろう。ICCを見る限り、学級の状況が成績に与える影響は小さいが、それは日本の学校教育における均質性の高さを意味しており、そのなかで学級レベルの教育実践としてできる手だても存在する。階層差を縮める方策を用いつつも、学校や学級の取り組みだけではカバーできない部分については、所得の再分配を含む他の社会政策と組み合わせた平等化の手だてを講じることが肝要である。

今回の分析は学級効果の探求の端緒に過ぎない。紙幅の都合で十分に検討することができなかった教員調査データの他の質問項目の分析や、それらの結果を踏まえたマルチレベルモデルのさらなる洗練化については今後の課題としたい。

●主要参考文献

- 力のある学校研究会 2008 『「力のある学校」の探求』大阪大学大学院人間科学研究科教育文化学研究室
Edmonds, R. 1979 “Effective Schools for the Urban Poor”, *Educational Leadership*, Vol.37, No.1, pp.15-24
Kreft, I. & Leeuw, J. de 1998 *Introducing Multilevel Modeling*, Sage (=2006 小野寺孝義編訳『基礎から学ぶマルチレベルモデル』ナカニシヤ出版)
荻谷剛彦 2006 『『機会均等』教育の変貌』『アステイオン』no.65、阪急コミュニケーションズ、pp.12-43
荻谷剛彦・山口二郎 2008 『格差社会と教育改革』岩波書店
川口俊明・前馬優策 2007 「学力格差を縮小する学校」日本教育社会学会編『教育社会学研究』80集、東洋館出版社、pp.187-205
川口俊明 2008 「階層線形モデルによる『学校効果』へのアプローチ」『教育文化学年報』第3号、pp.31-41
舞田敏彦 2008 「地域の社会経済特性による子どもの学力の推計」日本教育社会学会編『教育社会学研究』第82集、pp.165-184
鍋島祥郎 2003 『効果のある学校』解放出版社
志水宏吉 2004 「低学力克服への戦略」荻谷剛彦・志水宏吉編『学力の社会学』岩波書店、pp.217-235
志水宏吉 2005 『学力を育てる』岩波書店
Young, M. 1958 *The Rise of The Meritocracy*, Thames & Hudson Ltd. (=1965 伊藤慎一訳『メリトクラシーの法則』至誠堂)