耳塚 寬明

1. 学力格差の社会学

爾来教育の不平等を中心的テーマとする教育社会学にとって、学力格差=学業成績の社会階層間格差の測定とその説明は、教育機会の格差そのものとともに、中心的関心事だった。いわゆる新しい教育社会学は、伝統的教育社会学が自明視してきた学業成績それ自身を対象化して、伝達される知識が選択・組織化される社会学的原理(Young, M. F. D. 1971)や、知識伝達の過程(たとえば Keddie, N. 1971)、テストが実践される過程に踏み込む必要性を主張した(J・カラベル、A・H・ハルゼー編 訳1980)。バーンステインとブルデューらの理論的試みも、学業達成の階層間格差を中核的主題としたものといってよい。欧米の教育社会学は、その力点を時代とともに変化させてきたとはいえ、一貫して「だれが、なぜ学力を獲得するのか」に関心を向けてきた。

しかるに2002年以前の日本の教育社会学は、第二次世界大戦後のごく初期を例外として、また、同和地区における教育と不平等問題を例外として、「学力」を社会学的研究の直接の対象とすることはほとんどなかった。それは、研究者が学力の測定データを手に入れることが相対的に困難であったためであり、それ以上に、教育選抜研究の焦点が「選抜から排除された機会の不平等」(業績主義的選抜に参加できない不平等)に存在していたことに起因するように思われる。第一に、学力データを欠いていたのは、研究者のみならず日本社会全体であった。1960年以降行政による

学力調査はまれにしか行われないようになり、実施されても公表されることはなかった。研究者にとって学力データは手の届きにくい研究資源だった。第二に、日本の教育と選抜をめぐる研究の中心は、進路選択と高等教育機会の不平等であり続けた。入学者選抜試験と進路選択を左右するはずの学力形成の過程に注目する研究は現れなかった。デービス(Davis, A. 1951)らの影響を受けて「選抜以前の選抜」、すなわち測定された学力への階級性の混入についての関心がまったくなかったわけではないが(河野 1957)、その観点から教育社会学者の手によって学力が測定され分析が加えられることはほぼ皆無だった(1)。こうして私たちは、日本社会における「選抜に組み込まれた不平等」(業績主義の衣を着た不平等)を、欧米の研究成果を通じて「知ってはいたが」、直接測定して「見ること」も「説明する」こともなかった。その結果、学力格差の測定と説明は、教育社会学の中心的テーマでありながら、未知の領域のまま置き去りにされてきた。

日本の教育社会学者が学力調査に関わるようになったのは、2002年あたりからの ことに過ぎない。先に述べた例外はあったものの、この時期以降学力の社会学的研 究がにわかに増加する(たとえば,原田彰編著 2003,苅谷剛彦ほか 2002a, 2002b, 2002c, 耳塚寛明ほか 2002)。ただし, テーマの重要性に比して総量はなお 絶対的に乏しい。学力の社会学的研究の引き金となったのは, いうまでもなく, 1998 年の文部科学省による学習指導要領の改訂と、それに伴う「学力低下論争」の勃発 にあった。そのことを受けて、世論はゆとり教育の是非をめぐって「学力は低下し たか」に関心を寄せたが、社会学的関心の中核は学力格差にあった。学力低下に代 表される学力の「水準問題」ではなく,諸階層の学力の分布に焦点づけた「格差問 題」の観点から重要な知見を提示しているのは,苅谷・志水編『学力の社会学』(苅 谷・志水 2004) だろう。そこでは、関西調査、関東調査と名付けられたふたつの 大規模調査から、①父親が非大卒の児童が、学業への努力によって階層差を小さく できる可能性はあるが、父大卒の子どもたちは「学力の初期的優位性」を持つこと, 問題の難易度が高まるほど学力の階層差は大きくなること(金子 2004),②社会階 層の代理指標を作成して1989年と2001年における学力の階層間格差を比較したとこ ろ、階層差は拡大傾向にあること(苅谷 2004)等が明らかとなっている。

これらの知見は、現時点でわが国における学力の社会学的研究の嚆矢として位置づけられるべきものと考えられる。しかしながら、下記の課題がある。

第一に、学力とそれを規定する諸要因との関連は、なお仮説的に提示されている にとどまる。具体的には家庭的背景(階層変数)や個人の学習行動(努力)、校外学

習機会の利用状況,学校や教員の授業タイプ (ペダゴジー)等の要因が学力と相関 することが示されているが,重回帰分析における決定係数の小ささや,分析に使わ れている変数の質の点で、十分に分析されているとは言い難い。

第二に、家庭的背景(階層変数)に関して、子どもに対する自計式質問紙調査によって得られた、父母の学歴(大卒か否か)と文化的環境に関わるいくつかの質問項目にもっぱら依存して分析を行っている。データの信頼性に問題が残り、かつ家庭的背景(階層変数)のうち非常に限定された側面のみが観察されているに過ぎない。少なくとも、保護者調査によって得られた、家計所得や教育費投資等を含んだ情報が不可欠である。

第三に、調査対象エリアの問題がある。地域的背景によって、学力格差の程度とその規定要因との関係は異なる可能性がある。とくに、私立中学校の存在と地位は、子どもの学力形成に対する家庭的背景(階層変数)の作用に、無視できぬ影響を与えるだろう⁽²⁾。2002年以降に教育社会学者によって発表された学力研究は、はからずも、大都市圏とその周辺都市を主な対象とした調査に基づいていた。調査対象エリアを拡大して、学力形成の地域的多様性に注目する必要がある。

本稿の主題は「小学校学力格差に挑む」である。学力格差に挑むためには一対症療法を超え構造的改革によって挑むためには、学力格差の測定と説明を必要とする。しかしながら学力の社会学をめぐる上記の限界に鑑みるに、まずは格差の適切な観察からはじめなければならない。本稿では、私たちが実施した JELS2003(Japan Education Longitudinal Study 2003)を用いて、ふたつの対照的なエリアにおける小学校の学力格差の実態を記述し、政策的インプリケーションと研究上の課題を指摘することにする。

JELS2003は、日本の青少年の、学力、アスピレーション、進路・職業生活の統計的ポートレートを手に入れることを目的とした縦断的調査研究である。お茶の水女子大学21世紀 COE プログラム「誕生から死までの人間発達科学」の一環として設計・実施された。学力、アスピレーション、進路選択(学歴の獲得や就職)のパタンを、家庭的背景(社会階層)、学校的背景、地域的背景(労働市場を含む)などとの関わりにおいて把握するため、①児童生徒質問紙調査、②児童生徒学力調査、③保護者調査、④担任教員調査等を実施している。ここで用いるのは、2003年から2004年にかけて実施した第一波調査の結果であり、小学校6年生の算数学力に関する分析に限定する。調査対象エリアを、それぞれAエリア、Cエリアと呼ぶ。Aエリアは関東地方大都市近郊中都市(人口約25万人)で私立中学校への進学率は14.2%(3)。

Cエリアは東北地方小都市(人口約9万人)であり、寄宿せずに進学可能な私立中 学校は存在しない⁽⁴⁾。

2. 児童調査に基づく小 6 算数学力の規定要因分析

2.1. Aエリア

まずは先行研究と同様に、児童質問紙調査の結果のみを用いて小学校6年生算数学力の規定要因分析を行う。子どもの学力形成に影響を与えると考えられる家庭要因は、経済(家計、教育費投資等)と文化(蔵書、勉強部屋、父母の学歴、学業への関心・期待、文化的な体験等)を主要因として多岐にわたる。JELS2003では、過去の調査設計を参照して(たとえば苅谷・志水編 2004、耳塚ほか 2002)変数を準備し、算数学力テストにおける通過率を従属変数とする重回帰分析に投入した。

表 1	小 6 算数通過率を従属変数とする重回	帰分析結果
-----	---------------------	-------

		Aл	リア	Cエリア				
	В	ベータ	有意確率		В	ベータ	有意確率	
(定数)	27.152		0.000	***	35.179		0.000	***
性別ダミー	3.849	0.088	0.001	**	3.839	0.105	0.001	**
家での学習時間・分	0.087	0.221	0.000	***	0.049	0.097	0.003	**
父大卒ダミー	8.444	0.184	0.000	***	6.348	0.153	0.000	***
受験塾ダミー	16.481	0.261	0.000	***	3.454	0.026	0.437	
補習塾ダミー	3.209	0.059	0.021	*	0.391	0.005	0.881	
博物館ダミー	5.156	0.115	0.000	***	2.882	0.079	0.018	*
親勉強ダミー	1.376	0.031	0.253		0.428	0.011	0.729	
調整済み R 二乗値		0.290		***		0.054		***

^{***}P<.001 従属変数: 通過率小6

(JELS2003)

注)各ダミー変数は以下を表す。

性別ダミー(男子=1) 父大卒ダミー(大卒=1) 受験塾ダミー(通塾=1)

博物館ダミー(家の人に博物館や美術館につれていってもらったことがある=1)

親勉強ダミー(この1ヶ月の間に, お父さんやお母さんに勉強をみてもらったことがある=1)

表 2 A エリア重回帰分析 主要 3 独立変数 stepwise 分析

	step 1	step 2	step 3
	β	β	β
(定数)			
父大卒ダミー	0.317 ***	0.248 ***	0.218 ***
受験塾ダミー		0.372 ***	0.264 ***
家での学習時間・分			0.221 ***
R	0.317 ***	0.484 ***	0.519 ***
調整済みR二乗値	0.100	0.233	0.267
R二乗変化量	0.101 ***	0.133 ***	0.035 ***
従属変数 学力得点			(JELS2003)

^{**}P<.01

^{*}P<.05

その際、予め通過率との相関分析を行って独立変数を絞り込んである。

Aエリアについての分析結果が表 1 (左側)である。「家での学習時間」は、「ふだん」の「家での」学習時間を質問紙上で問うた結果である。回答を分単位に換算して用いた。校外学習機会の利用状況を表すものとして「受験塾への通塾の有無」を用いた。「補習塾」は有意ではなく、かつ受験塾とマイナスの強い相関があったため分析から排除した。重相関係数は、539とけっして低くはない。 β 値は親勉強ダミーを除いていずれも有意である。 β 値から,受験塾への通塾,家での学習時間が長いこと,父親が大卒であることが,算数学力を引き上げる強い効果を持っていることがわかる。 B 値から,受験塾に通塾することによって約16点通過率が上昇することが期待できる。父親が大卒であることは,非大卒の場合と比べて9点弱通過率を高くする。また家で100分多く勉強することによっておよそ9点通過率が上がる。これら主要な3つの独立変数を取り出して順次重回帰分析に投入した結果が表2である。R二乗の変化量はいずれも有意で,受験塾グミーを投入することによる決定率の上昇がもっとも大きく,父大卒ダミーがこれに次ぐ。受験塾通塾の有無別に(図1),また父学歴別に(図2),通過率の分布を示す。

関西地区において中学生を対象とした類似の分析結果が報告されているが(苅谷ほか 2002, p.54), 通塾と父学歴の効果が大きいことを今回の小6データでも確認することができる。

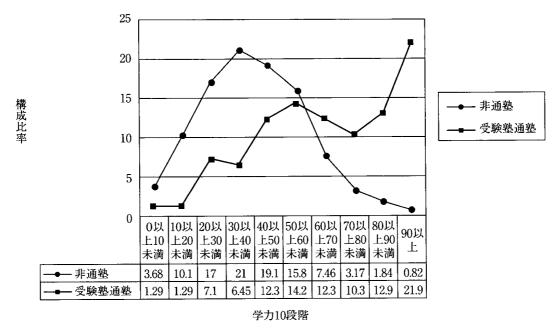
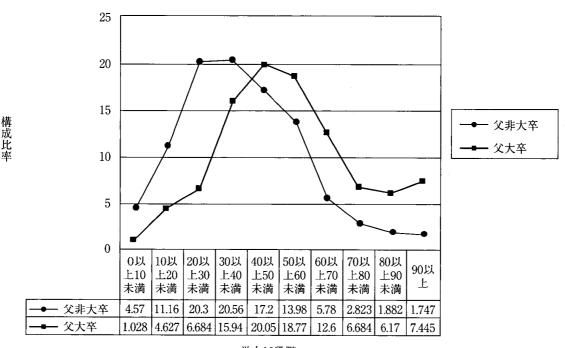


図1 Aエリア受験塾通塾別通過率分布



学力10段階

図2 Aエリア父学歴別通過率分布

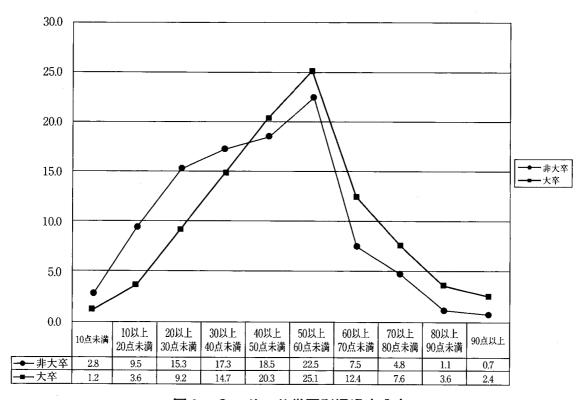


図3 Cエリア父学歴別通過率分布

2.2 Cエリア

同じ分析をCエリアについても行った結果が表 1(右側,前掲)である。Aエリアと比較すると, β 値はCエリアで相対的に小さいものの,父学歴と家での学習時間が有意であることは共通している。受験塾への通塾の有無は,Cエリアでは有意ではない。Cエリアの分析結果でもっとも重要なのは,調整済みR二乗値が.054と小さなことである。家庭的背景の学力に対する説明力が小さなことは,父学歴別に通過率の分布を示した図 3 からも明らかである。父非大卒に比べて大卒の学力分布はやや高得点にシフトしているものの,Aエリア(図 2)と比べると,非大卒と大卒の差はわずかでしかない。Cエリアでは,家庭的背景や受験塾への通塾行動は,必ずしも学力に決定的な規定力を持っているわけではない。地域による学力形成過程の多様性が存在する。

3. 保護者調査に基づく学力の規定要因分析

すでに述べたように、日本の学力の社会学における基本的欠陥のひとつは、家庭的背景(階層変数)に関して、子どもに対する自計式質問紙調査によって得られたデータに依存しているところにあった。情報は父母の学歴(大卒か否か)と文化的環境の一部の側面に限定され、ことに家庭経済に関するデータを欠いてきた。この欠陥を補う唯一の方法は、保護者を対象とした家庭の文化的・経済的状況についての調査をあわせて実施することである。しかしながら保護者調査の実施には困難を伴う。第一に、個人情報保護とプライバシー尊重を主な理由として、保護者を対象とした調査は実施すること自体難しい。調査内容が家庭の文化的環境と経済的状況に関わる場合は、いっそう困難度を増す。第二に万が一実施できた場合でも、低い回収率にとどまる。たとえば以下分析に用いる JELS2003の場合(Aエリア、郵送調査)、回収率は29.5%にとどまった。しかも、回収率が低いのみならず回収票も特定の属性集団に偏る。JELS2003では、高学力、高学歴、高所得層で回収率が高い傾向にあった(蟹江・坂本 2006、耳塚 2007)。こうした限界を念頭に置きつつ、以下JELS2003保護者調査のデータを含めて、家庭的背景の学力に対する影響力が相対的に大きかったAエリアを対象として、学力の規定要因分析を進めることにする。

3.1. 家庭的背景と学力

JELS2003では, ①保護者の学歴と職業・就業, ②家計と教育費投資(世帯総所得,学校外教育費支出), ③保護者の子どもに対する学歴期待, ④保護者の行動習慣・

文化について設問を準備してデータを蒐集した。それらすべてを,算数学力を従属変数とする重回帰分析に投入することは,変数が多すぎ,また共線性問題の観点から適当ではない。そこで,分析を2段階に分け,変数群ごとに算数学力との関連を重回帰分析によって検討して変数を絞った上で(第1段階),家庭的背景(階層変数)を独立変数群とする重回帰分析を行う(第2段階)方法を採った(耳塚 2007)。

表 3 家庭的背景を説明変数とする重回帰分析(Aエリア)

		有意確率	
В	<u>ベータ</u>		
-32.635		0.015	*
0.457	0.023	0.709	
3.854	0.140	0.023	*
0.011	0.155	0.018	*
0.000	0.298	0.000	***
1.044	0.023	0.676	
0.924	0.020	0.719	
3.557	0.222	0.000	***
	B -32.635 0.457 3.854 0.011 0.000 1.044 0.924	B ベータ -32.635 0.457 0.023 3.854 0.140 0.011 0.155 0.000 0.298 1.044 0.023 0.924 0.020	-32.635 0.015 0.457 0.023 0.709 3.854 0.140 0.023 0.011 0.155 0.018 0.000 0.298 0.000 1.044 0.023 0.676 0.924 0.020 0.719

従属変数:算数通過率小6

*** P<.001 (JELS2003)

R 調整済みR二乗

0.333

** P<.01

0.594 「をしている * P<.05

注)「母習い事」習い事・稽古事をしている

「世帯所得」世帯全員の税込み年収

「母電子メール」PC の電子メールを利用している

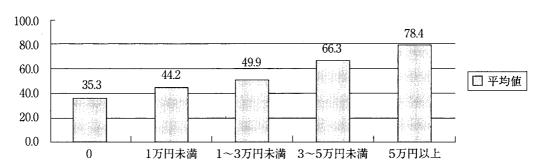


図 4 学校外教育費支出別算数学力平均値(JELS2003)

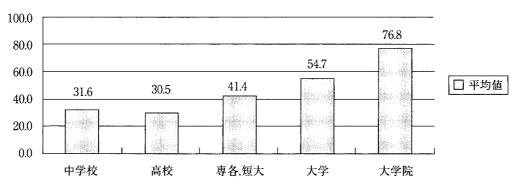


図 5 保護者学歴期待別算数学力平均値(JELS2003)

最終的に得られた重回帰分析結果が表 3 である。調整済み R 二乗値は0.333であり,児童票を用いた分析(表 1)を上回る。このことは,保護者票によって得られた家庭的背景に関する変数のみによって,子どもの算数学力が相当程度説明できることを意味している。 β 値に着目すると,①学校外教育費支出,②保護者学歴期待,③世帯所得,④母学歴の順に大きく,これら 4 変数が統計的に有意である。父職,保護者の行動習慣(文化,習い事と電子メール利用)は有意ではない。図 4 は,他の変数の影響がコントロールされたものではないが,学校外教育費支出が増加するにつれ算数通過率が上昇することがわかる。また図 5 から保護者の学歴期待が高いほど算数通過率が上昇している。ことに大学院までの進学を期待する層で高い学力が見られる。

3.2. 家庭学習時間, 受験塾への通塾, 家庭的背景

	モデル	1	モデル	2	モデル	3	モデル	4	モデル	5	モデル	6
	ベータ	有意確率	ベータ	有意確率								
(定数)		0.000 ***		0.000 ***		0.000 ***		0.000 ***		0.099		0.152
家での学習時間・分	0.487	0.000 ***	0.487	0.000 ***	0.328	0.000 ***	0.266	0.000 ***	0.228	0.001 **	0.146	0.041 *
性別ダミー			0.157	0.005 **	0.135	0.014 *	0.130	0.013 *	0.088	0.095	0.118	0.026 *
受験塾ダミー					0.252	0.000 ***	0.239	0.000 ***	0.232	0.000 ***	0.192	0.005 **
父職							0.138	0.013 *	0.102	0.065	0.045	0.441
母学歷							0.187	0.001 **	0.155	0.007 **	0.119	0.038 *
保護者学歴期待									0.192	0.001 **	0.157	0.006 **
世帯所得											0.145	0.017 *
学校外教育費支出											0.149	0.029 *
調整済みR二乗値	0.234		0.256		0.291		0.354		0.381	•	0.406	
R 二乗変化量	0.237		0.025		0.038		0.068		0.029		0.028	

表 4 小 6 算数学力の重回帰分析(ステップワイズ) A エリア

さらに、上記の家庭的背景に加えて、児童調査票によって得られた家庭での学習時間、受験塾への通塾の有無、性別を投入して重回帰分析を行った結果が表4である。以下の知見を得ることができる。

①モデル1からモデル6まで、R二乗変化量はすべて統計的に有意である。

②モデル1(家での学習時間のみ)では0.234にすぎなかった調整済みR二乗値は、 児童票によるデータを用いたモデル3(家での学習時間、性別、受験塾)で0.291ま で上昇し、保護者票による家庭的背景変数をすべて加えたモデル6では、0.406に達

^{***}P<.001 (JELS2003)

^{**} P<.01

^{*} P<.05

する。あらためて子どもの学力を説明する上で家庭的背景変数は重要である。

③最終的なモデル6において、 β 値が大きい変数は順に、1)受験塾への通塾の有無、2)保護者学歴期待、3)学校外教育費支出、4)家での学習時間、5)世帯所得であった。児童票に基づく分析で見いだされた受験塾と家庭学習時間は、家庭的背景変数を加えた分析でもなお重要な変数となっている。家庭的背景変数の中で学力の規定力が強いのは、保護者学歴期待と、学校外教育費支出、世帯所得である。④家での学習時間(努力指標)の重要性は、家庭的背景変数を加えていくにつれて低下する。このことは、家庭学習時間の学力に対する効果が、家庭的背景の影響のもとに生み出されていた可能性を意味する。

⑤父職は、保護者の学歴期待と学校外教育費支出を加えたモデルにおいては、統計 的に有意ではなくなる。父職の効果は、経済変数の中に回収されてしまうのかもし れない。

⑥児童票に基づく分析において大きな β 値を示した変数に、父学歴がある。表 1において、父学歴は子どもの算数学力を規定する重要な変数だった。保護者票によるデータを加えた分析では、父学歴は統計的に有意ではなく、最終的なモデル(表 4)においても採用されなかった。その原因として、1)回収された保護者票において父大学・大学院卒が6割を占めたこと、2)父学歴の学力に与える効果が、新たに投入された保護者学歴期待や経済変数(学校外教育費支出と世帯所得)によって消滅したことが考えられる。仮に後者であるとすれば、父学歴は、子どもに対する学歴期待と経済の影響を代理的に測定する指標であったことになる。

4. インプリケーションと課題 ペアレントクラシーの到来

本稿で得られた第一の知見は、AエリアとCエリアにおいて異なる学力の規定要因が見いだされた点である。ふたつのエリアについての比較検討結果が示すように、学力形成過程のありよう、とりわけ家庭的背景との関連は、地域によって一様ではない。われわれはこれまで、学力形成の社会的メカニズムを明らかにして、家庭的背景と学力の結びつきに警鐘をならしてきた。しかしながら、それらの結果は、もっぱら大都市圏およびその周辺都市における調査結果に基づくものであったことに留意しなければならない。たしかにCエリアにおいても父学歴は学力の重要な規定要因ではあったが、家庭的背景が学力に対する決定的な影響力を持つとはいえない。この意味で、われわれが発してきた警鐘がけっして無意味なものだったとはいえないにせよ、その範囲は限定されねばならない。私立中学校の有無、そこへの進学準

備の必要性、それに対応した家庭の教育戦略(特定の階層に対してアスピレーションを鼓舞)等に関する地域的環境の差異が、学力形成過程の決定的な差をもたらしていると考えられる。このことは、学力形成を介した人々の社会的地位達成過程に大きな地域差があることを予測させる。学力の社会学的検討は、研究対象のエリアを増加させて、地域的文脈に即した説明を行っていくことを要する。

大都市近郊に位置するAエリアでは、家庭的背景が学力の分布を説明する上で大きな役割を果たしていた。Aエリアでは、家庭での学習時間(努力)以上に、家計所得と教育費投資、保護者の強い学歴期待と学力が結びついていた。受験塾への通塾は、経済的負担に耐えうる家庭が、高い学歴期待を実現させるためにとる行動である。この地域では、学力による選抜は、家庭の経済的・文化的条件による選抜に近い。学力は家庭的背景の代理指標である。学校教育の制度的構造は地域的多様性を持つが、とりわけ大都市圏とその近郊では、家庭の経済的・文化的条件を背景とした高学力者を実質6年一貫の中等教育機関によって庇護し、進路選択と将来の可能性を差異化し、格差を拡大する結果をもたらしている。

フィリップ・ブラウン (訳 2005) は、市場化された社会においては、「業績」をベースとする教育選抜が「ペアレントクラシー」 (parentocracy) へと変質することを指摘した。人々の選抜は「能力+努力=業績」というメリトクラシー方程式ではなく、「富+願望=選択」というペアレントクラシー方程式に沿って行われる。選抜は業績ではなく、富を背景とした親の願望が形作る選択次第だという。日本社会はどうか。だれが学力を獲得するのかー表3によるその答えが、第一に家庭の学校外教育費支出、第二に保護者の学歴期待、第三に世帯所得だったことを思い起こそう。親の富(学校外教育費支出、世帯所得)と願望(学歴期待)が子どもの学力を規定しているという意味で、日本社会もまたペアレントクラシーへの道を歩んでいると推測できる。「富+願望=選択」ではなく「富+願望=学力」であることにより、業績主義の衣をまとった不平等には正当化の契機が内包されている。

現代日本の社会は不平等な社会である。しかし人々は結果が不平等であるだけではこれを不満には思わない。メリトクラティクな社会では、人々が能力と努力を平等に競えるよう、「機会の均等」化が社会を維持する前提となる。だからこそ人々は、平等な競争の結果としての不平等を、正当な不平等として黙受できる。ところがペアレントクラシーは、平等な競争という前提が保証されない社会であるがゆえに、機会を均等にするだけでは問題は解決しない。一見能力と努力の帰結であるかのように業績主義の衣をまとった学力の背後に、不平等の本質を見なければならな

17

学力格差は、もはや教育問題ではない。格差が家族や地域を通じて社会構造自体に由来するからである。学力格差を緩和するためには、その基盤として所得格差の 緩和や雇用を促進する政策を必要とする。

とはいえ教育界にもなすべきことがある。第一に、教育行政は、地域や学校間に見られる教育格差の実態と大きさを点検して、格差是正に必要な資源(人・モノ・財源)を投入する政策を講じるべきである。国と地方のいずれのレベルにおいても、教育行政が突きつけられた喫緊の課題といってよい。現在でも、地域社会の経済的・文化的環境(保護者=住民の所得水準や学歴レベルに関わる)に起因する、低い学力水準に悩む学校は少なくない。不利な環境に置かれた学校における学力向上方策を、学校管理職と教員に檄を飛ばして彼らだけに委ねるのは、行政の責任放棄に等しい。そもそも行政は、どの学校にどんな学力上の問題が所在するのかを、データをもって確実に把握しているのか。それを検証した上で、必要な資源を必要な地域と学校に投入して支援するダイナミックな政策がほしい。

第二に,教育構造,なかんずく私立と公立の地位をめぐる政策課題がある。Aエリアで家庭的背景による学力格差が生じているのは,教育投資の対象と公立学校からの脱出先が存在しているという教育構造に由来するところが大きい。

第三に、個々の学校と教員の課題である。行政による条件整備だけでは学力格差に挑むことはできない。究極のところ、教育の成果は、子どもを指導し家庭を支援する学校現場に依存する。学力低位層に焦点づけた、家庭学習指導を含む「ていねいな底上げ」指導が必要である。本稿ではデータの不足から扱うことができなかったが、この課題に応えるためには、ペダゴジーや学校風土・文化、さらに地域の social capital にまで踏み込んだエスノグラフィーが不可欠だろう。志水(2004)等のいわゆる「効果のある学校」研究や、教授スタイルと学力を関連づける山田(2004)の議論は、とくに注目に値する⁽⁷⁾。

文化的環境に恵まれず、また学校外教育にお金をかける余裕のない(あるいはその意志の乏しい)家庭の子どもたちが、ハンディキャップを背負ったレースで勝利する機会があるとすれば、それは教育をおいてない⁽⁸⁾。

く注>

(1) ブルデュー理論により、文化のヒエラルヒーに注目した宮島・藤田編(1991)などの例外がある。

- (2) 近年の学力の社会学的研究に関して、本文で指摘した以外にも以下の課題があ る。第一に、学力、学業成績とその後の進路選択、地位達成との関係について、 実証的な検討が不足している。従来の研究は、学力データを持たなかったゆえに、 「成績の自己評価」と進路選択の関連を扱い,しかも初期の学力がその後の進路や 地位達成にいかなる影響を与えるかについては明らかにしていない。近年の教育 改革がもたらした評価の変化は、学業成績の自己評価を曖昧なものとしている。 測定された学力を変数として含む,縦断的研究が必要である。第二に,測定され た学力それ自身に関する検討の必要性である。学力は,いわゆる学力テストによ って操作的に定義・測定されたものでしかあり得ない。だからといって学力テス トがなにを測定しているかを括弧にいれた研究の意味がなくなるわけではないに せよ、測定された学力は、測定方法と学力の概念に依存することは論を待たない。 たとえば新しい学力観が示唆するように、教育政策や進学市場の変容は、子ども に身につけさせる(求める)学力そのものの変容をともなっている。さらに、求 められる学力が異なるとき,学力形成の結果として高く評価される子どものカテ ゴリが変化することは、バーンステインの指摘を待つまでもなく容易に想像でき る。たとえば新しい学力観の現場への浸透によって,高学歴層の子どもたちがい っそう有利な位置を占めるといった予想である。それゆえ、学力の概念とその測 定方法に意識的であることが求められる。
- (3) Aエリア小学校6年生対象の質問紙調査の結果による。
- (4) 調査の概要は以下のとおり。
- 〈Aエリア〉 市内公立小学校のうち半数の学校(14校)を無作為に選定して調査を実施。有効回収数1118,有効回収率96.3%。2003年10~12月に実施。保護者対象質問紙調査は郵送法により2004年7月に実施。有効回収数247,有効回収率30.4%。
- 〈Cエリア〉 市内公立小学校全校(21稿)を対象。有効回収数921,有効回収率98. 5%。2004年11月実施(保護者調査も同時)。保護者調査の有効回収数413,有効回収率44.2%。両エリアとも,質問紙と学力調査の内容・仕様は同一である。ただし、学力調査については、使用している教科書の違いにより、ごく一部の設問を変更している。

基礎報告書は、『青少年期から成人期への移行についての追跡的研究』JELS 第 1 集~第10集(2004~2007、お茶の水女子大学)として公刊している。また、その 一部を Web 上で公開している。http://www.li.ocha.ac.jp/hss/edusci/mimizuka/JELS_HP/index.htm を参照。

かかる大規模パネル調査は、本来ナショナル・サンプルによって実施すること が望ましいが、事実上不可能である。そこで私たちは、エリアを限定し、エリア 内で代表性を保持しつつ、順次エリアを増やしていく研究戦略を採った。

(5) 保護者の学歴は、子どもを対象とした質問紙によって得られる稀少な階層変数 であるが、信頼性に問題が残る。たとえば、児童調査と保護者調査では、父学歴 の回答に無視できぬずれが存在する。

•		児童票	大卒
		非大卒	
保護者票	非大卒	65.4	16.9
	大卒	34.6	83.1
	合計	100.0	100.0
	N	156	142
		(JE	LS2003)

参考表 父学歴に関する児童票を保護者票のずれ

- (6) 仮に今回の学力テストを用いて入学者選抜を実施すると仮定した場合,90点を合格ラインとすれば,合格者の8割が受験塾通塾者,7割が父大卒で占められる。60点以上を合格とした場合にも,それぞれ4割,6割弱を占めることになる。調査対象者全体に占める受験塾通塾者,父大卒者の比率は,それぞれ13.7%,34.7%に過ぎない。耳塚(2006)を参照。
- (7) 「効果のある学校」研究には、それが学校中心の解決策を求めるあまり「より大きな絵」(a bigger picture)を看過しているとの批判がある(ジェフ・ウィッティ (訳 2000))。学校効果の研究がマクロな構造的・政治的・歴史的要因と教育実践とを結びつける概念を欠けば、事実上操作不可能な変数を列挙することに終わる。この意味で、バーンステインのコンペタンス/パフォーマンス・モデルを使った山田 (2004)の分析は示唆に富む。それは、苅谷 (2004)も注目するように、カリキュラム改革と学力格差の関連に切り込むツールを提供してくれる。
- (8) 最後に、学力の社会学的研究における保護者調査の必要性を指摘しておきたい。 家庭的背景に関するデータ蒐集は、児童調査では不十分であり(ことに経済変数 は把握できない)、今後保護者調査の実施が不可避である。いうまでもなく、社会 学的にみて重要な変数の多くは同時に保護されるべきプライバシーに属する。個 人情報保護とプライバシー尊重の要請が高まり、また調査拒否が増加する状況の

中で、プライバシーにまで踏み込んだデータ蒐集をどう行うのか。学問的生産とその社会的政策的必要性を充足できるかを左右する、重要なポイントである。今後、調査研究課題に対する社会的コンセンサスを得るとともに、個人情報保護の体制と研究倫理を整え、調査対象者の同意を確保する仕組みづくりが求められている。

〈参考文献〉

- Davis, A. 1951, Social-Class Influence upon Learning.
- 原田彰編著,2003,『学力問題へのアプローチーマイノリティと階層の視点からー』 多賀出版。
- ジェフ・ウィッティ(福島裕敏訳),訳2000,「教育改革を理解する」藤田英典・志 水宏吉編『変動社会のなかの教育・知識・権力』新曜社。
- 金子真理子,2004,「学力の規定要因」苅谷剛彦・志水宏吉編『学力の社会学』岩波 書店。
- 蟹江教子・坂本有芳,2006,「保護者調査からみた家庭生活」お茶の水女子大学 2006 (JELS 第 7 集): pp. 39-48.
- カラベル&ハルゼー編(潮木守一ほか編訳),訳1980,『教育と社会変動』上巻,東京大学出版会。
- 苅谷剛彦・志水宏吉・清水睦美・諸田裕子,2002a,『調査報告「学力低下」の実態』 岩波ブックレット No.578,岩波書店。
- 苅谷剛彦・志水宏吉・清水睦美・諸田裕子,2002b,「学力低下の実態に迫る 上」 『論座』 6月号 pp. 42-58,朝日新聞社。
- 苅谷剛彦・志水宏吉・清水睦美・諸田裕子,2002c,「教育の階層差をいかに克服するか 下」『論座』2002,7月号 pp. 24-43,朝日新聞社。
- 苅谷剛彦・志水宏吉編,2004,『学力の社会学』岩波書店。
- 苅谷剛彦,2004,「『学力』の階層差は拡大したか」苅谷剛彦・志水宏吉編『学力の 社会学』岩波書店。
- Keddie, N. 1971 "Classroom Knowledge", in M. F. D. Young (ed.) 1971.
- 河野重男,1957,「進学と就職」清水義弘編『日本教育の社会的基底』国土社。
- 耳塚寛明・金子真理子・諸田裕子・山田哲也,2002,「先鋭化する学力の二極分化」 『論座』11月号,pp. 212-227,朝日新聞社。
- 耳塚寛明,2006,「学力・家庭的背景・地域」お茶の水女子大学2006 (JELS 第 8

- 集), pp. 5-13。
- 耳塚寛明,2007,「学力と家庭的背景」お茶の水女子大学2007 (JELS 第10集),pp. 1-15。
- 宮島喬・藤田英典編,1991,『文化と社会』有信堂。
- お茶の水女子大学,2004~2007,『青少年期から成人期への移行についての追跡的研究』JELS 第1集~第10集。
- フィリップ・ブラウン,訳2005,「文化資本と社会的排除」A・H・ハルゼーほか編 (住田ほか編訳)『教育社会学 第三のソリューション』九州大学出版会。
- 志水宏吉,2004,「低学力克服への戦略」苅谷剛彦・志水宏吉編『学力の社会学』岩 波書店,pp.217-236.
- 山田哲也,2004,「教室の授業場面と学業達成」苅谷剛彦・志水宏吉編『学力の社会学』岩波書店,pp. 99-126.
- Young, M. F. D. (ed.) 1971 Knowledge and Control, Collier-MacMillan.

ABSTRACT

Determinants of Children's Academic Achievements in Primary Education

MIMIZUKA, Hiroaki

(Graduate School of Humanities and Sciences, The Ochanomizu University) 2-1-1 Otsuka, Bunkyo-ku, Tokyo 112-8610 Japan

E-mail: mimi@cc.ocha.ac.jp

The measurement of children's academic achievements and the explanation of differences between social classes should not be dismissed by sociologists of education. Although inequality is a major theme of the field, the sociology of education has lacked empirical evidence on the structure of disparities in academic achievements. This is partly due to the difficulties involved in collecting sufficient data on academic achievement through schools.

In and after 2002, studies were begun on the relationship between academic achievement and social class in Japan. At the time, schools were being heavily criticized within the context of the debate over falling children's academic achievements. Some significant surveys were administered at that time, though they were small in number. However, they left some important issue to be solved. The first is that analyses of the determinants of academic achievement are inadequate for clarifying what factors will diminish class differences in achievement. The second concerns the reliability and validity of the variables collected. In particular, variables on the economic conditions of households are lacking. Finally, the surveys were conducted only in large cities.

This paper examines the factors that affect children's academic achievements, and the extent of the effect of such factors, through an analysis of the data of the Japan Education Longitudinal Study 2003 (JELS2003). JELS2003 was conducted in two areas: one a middle-sized city within the capital metropolitan areas, and the other a small local city. It also contains variables about the economic conditions of households.

The major findings of the paper are as follows.

- 1. In the small local city, the differences of academic achievement between social classes were relatively small.
- 2. In the middle-sized city within the metropolitan area, children's academic achievements were affected by the level of monthly educational expenses, level of educational expectations of the child, and income level of the family.

Inequalities in children's academic achievements in our society should be grasped in the context of the substitution of "parentocracy" for meritocracy.