

2. 1989年から2001年への変化

「学力テスト」データを用いた記述的な分析については、すでに私たちの研究グループが他の場所で発表している（苅谷他 2002）。そこでは、1989年から2001年の間に、小中学生の「学力調査」の正答率が全般的に低下すると同時に、正答率の散らばりが大きくなっている（下方にシフトしている）こと、「学力調査」の正答率のみならず、「調べ学習」や児童生徒の発表を取り入れた授業などの、いわゆる「新学力観」的な授業への関わりにおいても、学校外での学習態度や行動においても、家庭の文化的環境の差が現れていることが明らかとなった。

ここではまず、1989年から2001年の間で、なぜ、学力の低下が生じたのかについて、おもに学校外での学習の変化に注目した分析を行う。とりわけ、焦点をあてるのは、塾にも行かず（行けず）、家でもほとんど勉強しない生徒の増加と、それが帰結する学力の低下である。塾にも行かずに家でもまったく勉強しない生徒を、ここでは NoStudy Kids(NSK) と呼ぶことにする。こうした生徒に着目する理由は、もっとも極端な形ではあれ、塾にも行かず（行けずに）家での学習時間がまったくない生徒の学業達成は、学校での授業を通じた学習だけに依拠していると仮定することができるからである。つまり、NoStudy Kids に分析を焦点づけることで、塾や家庭学習の影響を除去した学校の授業の教育効果の変化を取りだすことができると考えるのであり、こうした分析によって、教育改革がうまくいかない場合に、そのしわ寄せをもっとも受けてしまう子どもたちの問題にアプローチできると考えるのである。

（1）分析1

はじめに、89年調査と01年調査とで共通する質問項目を用いて、学業達成を規定する要因が、この間どのように変化したのかを確認しておこう。ここでは、重回帰分析を用いて、学業達成（100点満点に換算した正答率）を従属変数に、それを規定する要因の変化を89年と01年とで比較した。ここで独立変数として用いるのは、性別（男子=1のダミー変数）、通塾の有無（有=1のダミー変数）、家での勉強時間（平均、分）、宿題をよくやるかどうか（やる=1のダミー変数）、小さい頃の親の読み聞かせ経験の有無（有=1のダミー変数）といった項目である。これら基本的な要因によって、学業達成を規定する要因がこの12年間でどのように変化したのかをとらえようとしたのである。

表3-1～表3-4に示すように、この分析によって以下のことがわかった。第1に、非標準化回帰係数の値を年度間で比べると、小学校国語の場合、89年では通塾の有無による正答率への影響は小さく、統計的にも有意ではなかった。それに対し、01年では通塾の

有無の影響が大きく、統計的に有意になった。また、勉強時間の影響が若干小さくなつた。他方、算数については、通塾の影響に大きな変化は見られないが、家での学習時間の影響が89年に比べ01年で若干小さくなっている。

表3-1 小学生算数の正答率規程要因の変化(重回帰分析)

1989年

	非標準化係数 B	標準化係数 標準誤差 ベータ		非標準化係数 B	標準化係数 標準誤差 ベータ	
(定数)	36.096	3.430	***	40.323	3.713	***
男子	2.822	0.957	0.079 **	-7.873	1.165	-0.215 ***
読み聞かせ	1.804	0.959	0.049	2.331	1.259	0.059
通塾	3.466	1.038	0.088 **	4.370	1.288	0.108 **
宿題	11.754	1.174	0.275 ***	10.661	1.255	0.277 ***
勉強時間	0.074	0.013	0.162 ***	0.045	0.015	0.100 **
復習	2.276	0.739	0.085 **	0.420	1.029	0.013

従属変数: 89年算数スコア

N=1280, F=40.777, Signf.=.000, Adj R2乗=.157 N=842, F=34.621, Signf.=.000, Adj R2乗=.193

*** p<.001, ** p<.01, *p<.05, +p<.10(以下も同じ)

表3-2 小学生国語の正答率規程要因の変化(重回帰分析)

1989年

	非標準化係数 B	標準化係数 標準誤差 ベータ		非標準化係数 B	標準化係数 標準誤差 ベータ	
(定数)	45.957	3.268	***	40.323	3.713	***
男子	-1.123	0.860	-0.038	-7.873	1.165	-0.215 ***
読み聞かせ	2.482	0.853	0.081 **	2.331	1.259	0.059
通塾	1.358	0.915	0.041	4.370	1.288	0.108 **
宿題	8.632	1.117	0.226 ***	10.661	1.255	0.277 ***
勉強時間	0.076	0.011	0.200 ***	0.045	0.015	0.100 **
復習	1.731	0.658	0.077 **	0.420	1.029	0.013

従属変数: 89年国語スコア

N=1116, F=35.427, Signf.=.000, Adj R2乗=.156 N=842, F=34.621, Signf.=.000, Adj R2乗=.193

表3-3 中学生数学の正答率規程要因の変化(重回帰分析)

1989年

	非標準化係数 B	標準化係数 標準誤差 ベータ		非標準化係数 B	標準化係数 標準誤差 ベータ	
(定数)	44.375	1.735	***	37.971	2.104	***
男子	0.656	0.867	0.015	-1.517	1.313	-0.031
読み聞かせ	2.788	0.943	0.060 **	3.305	1.419	0.063 *
通塾	1.642	0.870	0.270 ***	19.291	1.230	0.1392 ***
勉強時間	0.064	0.011	0.127 ***	0.027	0.017	0.043
宿題	6.599	0.710	0.199 ***	6.795	0.906	0.210 ***

従属変数: 89年中学数学スコア

N=2089, F=85.400, Signf.=.000, Adj R2乗=.168 N=1133, F=59.591, Signf.=.000, Adj R2乗=.206

表3-4 中学生国語の正答率規程要因の変化(重回帰分析)

1989年

	非標準化係数 B	標準化係数 標準誤差 ベータ		非標準化係数 B	標準化係数 標準誤差 ベータ	
(定数)	54.532	1.528	***	54.585	1.699	***
男子	-3.636	0.763	-0.099 ***	-7.450	1.056	-0.197 ***
読み聞かせ	3.476	0.829	0.087 ***	4.012	1.140	0.100 ***
通塾	5.052	0.765	0.137 ***	9.582	1.069	0.256 ***
勉強時間	0.042	0.009	0.097 ***	-0.011	0.014	0.022
宿題	5.846	0.625	0.206 ***	4.774	0.728	0.191 ***

従属変数: 89年中学国語スコア

N=2088, F=58.067, Signf.=.000, Adj R2乗=.120 N=1125, F=37.134, Signf.=.000, Adj R2乗=.138

第2に、中学生の場合、国語でも数学でも、通塾の有無の影響力が01年で増大し、かわって家の勉強時間の影響の縮小が見られた。家の勉強時間の影響は、89年には統計的に有意であったが、01年には有意ではなくなっている。かつては家の勉強時間によって学業達成が左右される度合いが強かったのに対し、01年では、通塾の有無に影響力がシフトしたことが伺われる。

以上の分析から、通塾の影響の増大と、家庭での学習時間の影響の縮小という傾向を読み取ることができる。この結果から推測できるのは、塾に頼ることができず、家で勉強するだけでは、「学力」の維持が難しくなっているという傾向である。ここから、つぎのような仮説を導き出すことができる。すなわち、こうした変化の背後には、家庭学習の指導や授業のあり方という面を含めて、学校による教科指導の変化があるのではないか、という仮説である。(理論的に考えると、可能性として、家の学習という「(自助)努力」の効果が低下していることができる。かわって、通塾という家庭の経済状況に左右される学校外での学習資源の配分が、正答率により強い影響を持つようになっているということである。)。

しかしながら、この仮説を直接検証することは容易ではない。教師側の情報として、これら指導面の変化を直接とらえる質問が89年調査には含まれていないからである。そこで、間接的な検証にとどまるものの、ここでは、塾にも行かず(行けず)、家でもまったく勉強しない子ども(NoStudy Kids)に注目することによって、学校の影響の変化を見ることにする。

このような視点をとるのは、次のような前提に立つからである。すなわち、塾に行かず(あるいは行くことができず)、家でもまったく勉強しない子どもたちが、私たちの学力調査においてある程度の学業達成を示しているとしたら、それを学校での学習の成果に依拠したものであると見なす、ということである。つまり、学校以外ではまったく学習する機会がない子どもたちにとって、(以前にどれだけ学習していたかという影響はあるとしても)、彼ら・彼女らの学業達成を支えているのは主に学校における学習である、と想定するのである。そうだとすれば、NoStudy Kidsたちの正答率の変化を見ることで、間接的にではあれ、正答率の変化をもたらす何らかの変化が学校での学習にあったと推測できるのである。

もちろん、こうした子どもたち自身の変化もそこには織り込まれているに違いない。学習時間といった量的な側面からだけでは捉えられない、質的な変化を含めた学習からの離脱がより深刻化しているという仮説である(注1)。このような学習からの離脱が学校側の原因によってのみ生じたものとはいえない。ただし、そうだとしても、NoStudy Kidsたちの学業達成は、こうした現象に対して過去12年間の教育改革がどれだけ有効なものであつ

たのかを示す指標であるということはできるだろう。つまり、教育改革がうまくいかない場合に、そのマイナスの影響をもっとも受けやすい子どもたちに注目することによって、改革の問題点を把握できると見るのである。

(2) 分析2

そこではじめに、基本的な統計的変化について 1989 年と 2001 年との比較を行っておこう。小学生についてみると、この間通塾率は 89 年=28.0%、01 年=27.7%であり、ほとんど変わっていない。それに対し、家でまったく勉強しない児童は、6.3%から 17.7%へと増えた。そして、この組み合わせである、塾にも行かず家でもまったく勉強しない児童の割合は、5.0%から 15.0%へと 10 ポイント増大している。

つぎに中学生についてみると、通塾率は 89 年の 57.0%から 01 年には 48.0%へと 9 ポイントも減少している。他方、家でまったく勉強しない生徒は 30.2%から 44.9%へと増えている。それを反映してか、塾にも行かず家でもまったく勉強しない NoStudy Kids の割合は、15.2%から 23.8%へと増えている。

小学生でも中学生でも NoStudy Kids が増えているということは、それ自体、学習離れの進行を意味する。その原因を特定することは困難だが、のこと自体、89 年から 01 年の 12 年間で、子どもの学習状況に大きな変化があったことを物語る事実である。

さて、それでは、NoStudy Kids の正答率はどのように変化したのだろうか。表 3-5、表 3-6 は、正答率の平均値を示している。この結果から、他の要因を統制しない場合、統計的には有意な差だが、2.5 点の低下にとどまる中学の国語を除いて、01 年で正答率が大きく低下していることがわかる。

もっとも低下幅の大きかった中学生の数学について、正答率の 10 分位を取りその分布の変化を見たのが図 3

表3-5 NoStudy Kidsの正答率の平均値の変化・小学生

	小学校国語		小学校算数	
	1989年	2001年	1989年	2001年
平均値	65.94	61.29	65.62	58.31
標準偏差	21.69	21.39	26.75	23.73
N	50	125	65	125

いずれも p < .001 以下の水準で有意

表3-6 NoStudy Kidsの正答率の平均値の変化・中学生

	中学校国語		中学校数学	
	1989年	2001年	1989年	2001年
平均値	63.78	61.26	57.18	48.13
標準偏差	22.37	20.51	24.26	24.81
N	330	290	330	295

いずれも p < .001 以下の水準で有意

ー1である。ここからわかるのは、01年では、正答率が10分位の下方にかなり大きくシフトしていることである。89年には60%以上の正答率を示していた生徒がぐんと減り、その分、50-59点のところと、39点以下のところが増えている。

これらの結果は、まったく勉強しない子どもの増加が、01年での正答率の低下をもたらした重要な要因であることを予想させる。だが、はたして、この解釈は正しいのだろうか。この点を確認するために、先の重回帰分析のモデルをもとに、さらに、塾にも行かず家でもまったく勉強しない場合を示すダミー変数を加えた重回帰分析を行った。紙幅とサンプル数の関係から、ここでは中学数学の場合のみを報告する（小学校国語でも以下と同様の結果が得られている）。

図3-1 NoStudy Kidsの数学正答率分布・中学生 国89年 ■01年

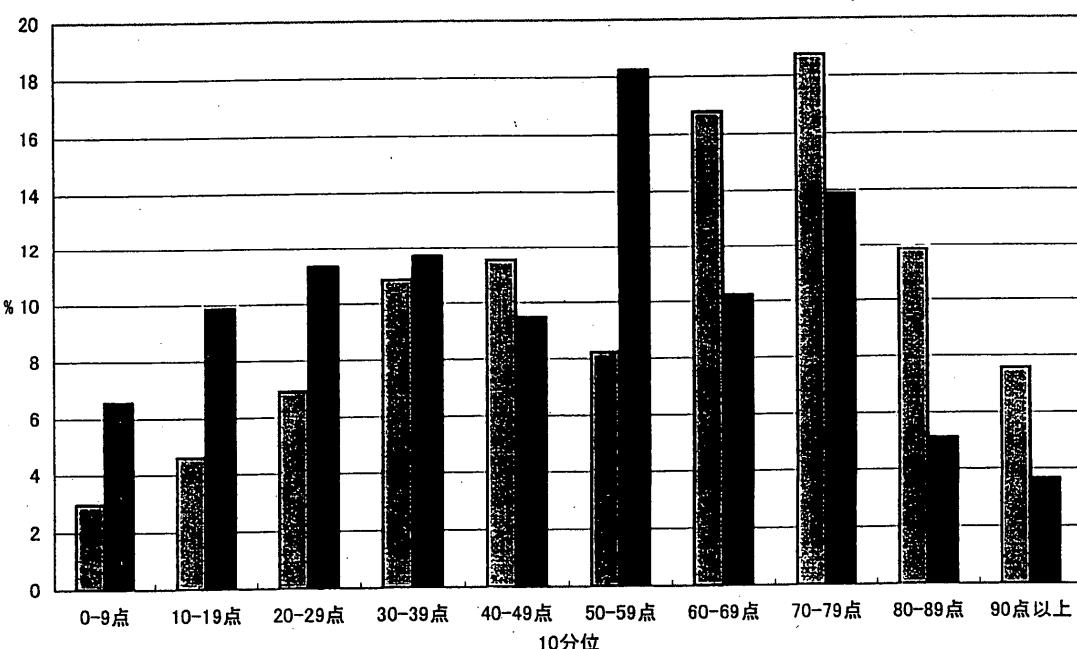


表3-7 NoStudyダミーを含んだ中学校数学正答率の変化(重回帰分析)
1989年 2001年

	非標準化係数			標準化係数			非標準化係数			標準化係数		
	B	標準誤差	ベータ	B	標準誤差	ベータ	B	標準誤差	ベータ	B	標準誤差	ベータ
(定数)	44.436	2.004	***	42.326	2.616	***						
男子	0.656	0.867	0.015	-1.619	1.309	-0.033						
読み聞かせ	2.785	0.944	0.060 **	3.317	1.414	0.063 *						
通塾	11.614	0.992	0.269 ***	16.619	1.638	0.338 ***						
宿題	6.591	0.723	0.199 ***	6.295	0.921	0.194 ***						
勉強時間	0.064	0.012	0.127	0.007	0.019	0.011						
NOSTUDY	0.092	0.518	0.002	-0.285	0.077	-0.101						

従属変数: 89年中学数学スコア

N=2089, F=71.134, Signf.=.000, Adj R2乗=.168

従属変数: 01年数学スコア

N=1133, F=51.249, Signf.=.000, Adj R2乗=.210

結果は表3-7の通りである。89年では、NoStudyの影響は統計的に有意でもなく、非標準化回帰係数の値も小さい。ところが、01年の結果を見ると、NoStudyの影響は統計的に有意で、しかも-5.785と比較的大きな値を示す。つまり、塾にも行かず家で全く勉強せずに学校の授業だけに頼っている中学生の場合、01年ではそのことで正答率が約6点低下するのである。89年の時点では、家の学習時間（連続変量）が統計的に有意でしかも値も大きかったことから、12年前には家で勉強するかしないかではなく、どれくらい勉強するのかが数学の正答率に影響していた。それに対し、01年になると、連続量としての学習時間の影響は小さくなり、ダミー変数であるNoStudyの影響が大きくなることから、どれだけ勉強するかよりも、まったく勉強しないことの影響のほうが大きくなっているのである。

塾にも通わず、家でまったく勉強しないNoStudy Kidsの年度間での影響の差を見るために、つぎに89年調査と01年調査を合体させたデータをつくり、これまで用いてきた変数と、01年ダミー変数との交互作用項をいれたモデルにより、重回帰分析を行った。結果を表3-8に示す。

01年ダミーが有意ではなく、しかも非標準化係数の値は-2.11と小さな値を示す。つまり、年度の独立効果はそれほど大きくないと見える。

それに対し、01年でのNoStudyの影響を示すNoStudy 01 (NoStudyと01年ダミーとの交互作用項) が-5.694と比較的大きな値で有意になっている。(89年と01年とに共通する影響力を示す) NoStudy自体は有意ではない

ことから、塾にも行かず家でもまったく勉強しないことが01年の正答率をおよそ6点近く低下させることがわかる。この影響は統計的に有意である。

さらにまた、通塾の影響が01年で大きく増大している。89年の効果が11.6であったのに対し、01年では塾の効果は16.6 (=11.6+5.0) になる。裏返せば、01年で通塾をしていないことのマイナス効果が16.6になるということである。

表3-8 01年ダミーとの交互作用項を含む重回帰分析
(中学生・NoStudyの影響の変化)

(定数)	非標準化係数		ヘータ
	B	標準誤差	
44.436	2.089		***
男子	0.656	0.904	0.014
読み聞かせ	2.785	0.984	0.060 **
通塾	11.614	1.034	0.238 ***
宿題	6.591	0.754	0.204 ***
勉強時間	0.064	0.012	0.117 ***
NOSTUDY	-0.092	1.583	0.002
01年ダミー	-2.110	3.214	-0.044
男子01年	-2.275	1.520	-0.038
読み聞かせ01年	0.532	1.647	0.010
通塾01年	5.006	1.846	0.003
宿題01年	-0.296	1.143	-0.013
勉強時間01年	-0.057	0.021	-0.067 **
NOSTUDY01年	-5.694	2.503	0.070 ***

後ろに01年とつくのは、その変数と01年ダミーとの交互作用項
N=3222, F=63.855, Signf.=.000, Adj R2乗=.202

かわって、学習時間の影響は、89年で1時間あたり3.84 ($=0.064 \times 60$) であったのが、01年には1時間あたり0.42 ($= (0.064 - 0.057) \times 60$) に大きく減少している。つまり、01年になると家庭での学習時間を増やしても、それが正答率を押し上げる効果が89年に比べ弱くなっているということである。

以上の分析から、他の要因を統制した上でも、学校の授業だけで学習している生徒の正答率が、89年に比べ01年で顕著に低下していることが確認できた。NoStudyという状態が、89年当時に比べて、正答率を低下させるより強い原因となっているのであり、しかも、そうした生徒がこの間増えていることが、数の上でも、正答率低下に拍車をかけているのである。これらの結果から、学校での授業の効果が弱まっている、あるいは学習からの離脱の深化に学校側が対応できていないと、推測することができる。

(3) 分析3

それでは、どのような子どもたちが、NoStudy Kidsとなるのだろうか。社会的背景の影響にも着目してするために、01年調査のデータを用いて、NoStudy Kidsとなるかどうかを従属変数とするロジスティック回帰分析を行った。結果は、表3-9に示す通りである。

表3-9 NoStudyとなる生徒の特徴(ロジスティック回帰分析)、2001年データ

	B	標準誤差	Wald		B	標準誤差	Wald
男子	-0.255	0.141	3.270 +		0.002	0.149	0.000
読み聞かせ	0.106	0.166	0.408		0.216	0.174	1.541
宿題	-0.593	0.099	36.033 ***		-0.354	0.105	11.277 **
文化階層・下位ダミー	0.577	0.169	11.685 **		0.384	0.177	4.672 *
文化階層・上位ダミー	-0.367	0.195	3.544 +		-0.367	0.201	3.341 +
父・大卒	-0.508	0.158	10.321 **		-0.326	0.165	3.899 *
授業の理解度(5段階)					-0.697	0.082	22.654 ***
定数	0.081	0.243	0.110		1.572	0.307	26.288 ***
N=1201				N=1201			
-2 対数尤度				-2 対数尤度			
Cox & Snell R ² 乗				Cox & Snell R ² 乗			
Nagelkerke R ² 乗				Nagelkerke R ² 乗			

ここから、宿題をよくやるかどうかといった要因のほかに、家庭の文化的環境や父親の学歴が影響していることがわかる。家庭の文化的環境によって生徒たちをそれぞれ3分の1ずつになるようなグループ分けを行うと（この手続きについては、以下の注2を参照）、文化階層下位グループに属する生徒は、中位グループに比べ、NoStudy Kidsとなる確率が高くなる。他方、10%の有意水準ではあるものの、上位グループは中位グループよりもNoStudy Kidsとならない確率が高くなる。同じように、父親が大卒の場合にも、NoStudy Kidsとはならなくなる傾向が見いだされる。このように生徒の社会的背景が、NoStudy Kidsとなるかどうかに影響しているのである。教育改革をめぐる議論において、こうした家庭的

響が無視され続けてきたが、ここでの結果は、それが無視できないものであることを示している。

つぎに、この基本モデルに「授業の理解度」を示す変数を加えると、その影響が相当大きいことがわかる。この結果については因果関係を考えるうえで注意が必要であるが、学校外で勉強しなくなる→授業が分からなくなる→さらに学校外で勉強しなくなる→さらに授業が分からなくなる…といった「悪循環」が生じている可能性が示唆されている。1989年と比べ01年の小学5年生の算数の正答率が、通塾者の間でも非通塾者の間でも11ポイント低下していたという本調査の分析結果をもとにすれば、小学校段階での基本的な算数理解度の低下が、この循環の起点にあるのかもしれない。学習離れが深刻化しているとしても、その背後には、おそらくは社会や子どもの変化に加えて、小学校段階での授業理解度の低下という現象が先行していると考えられるのである。

(4) まとめ

最初に示したように、89年に比べ01年では正答率の低下が全般的に見られた。また、中学生においては、通塾率が低下すると同時に、学校外での学習時間も減少した。ここで検討したのは、学校外での学習時間が減少したから正答率も低下したといった単純な因果関係ではない。明らかとなったのは、学校の授業だけに頼らざるをえない生徒の場合に、89年よりも01年において正答率の低下が生じやすいという、学校内での学習の「質的」変化を示唆する結果であった。そして、授業がわからなくなることが、さらなる学習離れを誘発し、それが学業達成を低下させるという悪循環を生み出している可能性についても示唆する知見が得られた。

ただし、学習の質的变化が授業の変化に直接起因するのかどうかは実証できたわけではない。それでも、ここでの結果から、教育改革がうまくいかない場合に、そのしづ寄せが、学校での学習だけに頼らざるを得ない子どもたちに、より深刻な影響を及ぼすことは示唆されたといえるだろう。

さらにいえば、現在「ゆとり」からの脱却をめざすかに見える文部科学省の「確かな学力」向上策=「学力向上フロンティア事業」などにおいては、「発展的学習」が奨励されようとしている。スーパーサイエンススクールなどの設置に顕著に見られるこうした動きは、たしかに「学力低下」の懸念に応えようとするものではある。しかし、それに比べ、ここで見たような家庭的背景を持った NoStudy Kids の問題は、放置されたままのようである。「確かな学力」の定着が求められているのは、まずはこうした子どもたちなのに、である。

<注>

1) それを示唆する結果がある。「家で勉強していてわからないところがあったらどうするか」という設問に対し、「放っておく」と答えたものが、NoStudy Kids の場合にわずかだが増えているのである。小学生の場合、29.6%から 37.9%へと増えている。中学生では 39.1%から 44.9%への増加である。

2) 家庭の文化的環境に着目したグループ化の手続きは以下の通り。

「家の人はテレビでニュース番組を見る」「家の人が手作りのお菓子を作ってくれる」「小さいとき、家の人に絵本を読んでもらった」「家の人に博物館や美術館に連れていってもらったことがある」(以上 4 点尺度)「家にはコンピュータがある」(2 点尺度)といった質問項目への回答をもとに、小、中学生のそれぞれに主成分分析を用いて、家庭の文化的環境を示す一次元的尺度を作成した(親の職業や所得については、調査対象校の要望もあり残念ながら質問できなかった)。この尺度を用いて、小、中学生のそれぞれの調査対象者の数がほぼ 3 分の 1 ずつになるように、3 つの「文化的階層グループ」を構成した(上位グループ、中位グループ、下位グループ)。

3. 「授業タイプ」の構造と影響

それでは次に、01 年での子どもの学習はどのようなものになっているのかという問題を、授業タイプとの関係から分析してみることにしよう。

先の分析で、子ども達の学業達成を検討する際には、学校内での学習の「質的」な変化に注目する必要性が指摘された。しかしながら、89 年調査には、それに関わる質問項目が含まれていないという理由から、変化そのものを焦点化することはできない。

一方、01 年調査では、小学生・中学生とともに、国語と算数・数学の授業について、①教科書や黒板を使って先生が教えてくれる授業、②ドリルや小テストをする授業、③宿題が出る授業、④自分で考えたり、調べたりする授業、⑤自分のたちの考えを発表したり、意見を言いあう授業、という 5 つのタイプについて、それぞれの授業がどのくらいあるかを尋ねている。①②③は、いわゆる「伝統的」な授業を、④⑤は「新学力観的」な授業をイメージし、子どもたちのこうしたタイプの授業へのコミットの程度を把握することが調査者のねらいであった。この回答をもとに、これまでに、調査対象クラスの類型化を試みてきているが、結果的には「伝統型」や「新学力観型」ばかりではなく、「伝統的」な授業も、「新学力観的」な授業も同程度に「よく」行われている「全力型」や、「あまり」行われていない「あいまい型」といった型の授業も抽出された(苅谷他 2002)。つまり、10 年間続いた学習指導要領のもとで、授業は「伝統的」から「新学力観的」への転換が起こっただ