

高校生の学習時間とメディア接触時間

仙台圏の高校生データを用いた分析

A Study of High School Students' Study Hours and Media Usage Hours

神 林 博 史

1. 問題の所在

近年、社会階層論あるいは教育社会学において注目を集めている議論の一つに、「意欲格差」（インセンティブ・ディバイド）の問題がある（荻谷 2001）。周知のように、これはいわゆる「ゆとり教育」による「学力低下」問題に端を発する議論である。

子どもの学力が「低下する」という時、我々はその一律低下を連想しがちである。この通俗的な学力低下イメージに対して、荻谷（2001）、荻谷・志水（2004）は、すべての子どもの学力（あるいは学習への「努力」の指標としての学習時間、学習意欲）が一律に低下しているわけではなく、これらの二極分化が生じていることを明らかにした。つまり、高い学習意欲をもち、勉強する子どもがいる一方で、勉強に意味を見出さず、そこから「降りる」子どもたちが存在する¹⁾。そして、その差を生みだすもっとも基本的な要因は、親の社会階層である、とされる²⁾。階層の高い親を持つ子は、教育達成や地位達成への努力を継続する一方で、階層の低い親を持つ子は、そこから降りてしまう。

本稿の目的は、この議論の鍵の一つである高校生の学習時間（学校以外での学習時間＝学校外学習時間）がいかなる要因によって規定されているのかを、先行研究の問題点を踏まえつつ検討することである。本稿の特色は以下の3点にまとめられる。(1) 先行研究は、分析対象として学校外学習時間のみに注目してきたが、本稿では「非学習時間」としてのメディア接触時間も併せて検討する。(2) 先行研究と比較して、学習時間に関連すると予想される変数をより幅広く用いることで、学習時間の階層差が生じる具体的なメカニズムについて、詳しく検討する。(3) 先行研究では、学習時間の規定因の分析に重回帰分析が用いられてきたが、この手法は時間データを扱うには必ずしも望ましくない。本稿では、より適切な手法と考えられるトービット分析を用いる。

2. 学習時間とその規定因

2.1 学習時間の意味

本稿が分析の対象とするのは、高校生の学校外学習時間である。これを研究することにはどのような意味があるのだろうか。苅谷剛彦は、学校外学習時間研究の意義について、次の4点を指摘している。(1) 学歴社会論の文脈：学歴取得に向けた「努力」の指標として、(2) 受験教育批判の文脈：競争のプレッシャー・激しさの指標として、(3) 学力論の文脈：学習時間は学力の代替変数とみなせる、(4) 社会階層論の分脈：教育達成・地位達成に向けての、出身家庭の子どもへの働きかけの指標として（苅谷 2001： p.144）。

苅谷自身は、日本型メリトクラシー（努力主義）をめぐる議論、あるいは「意欲格差」論との関連で、「努力」の指標としての側面を特に重視している。それは、「努力」が意欲格差を考える上で非常に重要な役割を果たすからである。彼の一連の議論を大まかに要約すると、おおよそ以下のようになるだろう。「豊かな社会」の実現、および一連の「教育改革」によって、かつて教育の場を支配していた努力への志向が弱まった。このため、一時期見えにくくなっていた「努力」（あるいは学力）と社会階層との関連が再び浮上してきた。このことは、将来における階層間格差の（拡大）再生産をもたらす可能性がある（苅谷 2001）。

この議論は、近年注目されている、地位達成（の実現可能性）の階層間格差をめぐる一連の議論、「努力してもしかたない社会」（佐藤 1999）、「希望格差社会」（山田 2004）、「下流社会」（三浦 2005）などと通底する議論である。このように、学校外学習時間は、教育達成・地位達成、ひいては社会階層の再生産に関わる重要な変数であるとみなすことができる。

他にも、全く別の文脈、例えば生活時間研究、あるいはライフスタイル研究の一環として学校外学習時間を検討することも可能だろう。とは言え、本稿では基本的には苅谷およびその他の先行研究（藤田 2001、中村他 2002、小針 2002 など）と同様、社会階層論的・教育社会学的な文脈での検討を行う。

2.2 学習時間と関連する要因

では、高校生の学校外学習時間は、いかなる要因によって決定されるのだろうか。大まかには、次の5つの要因を挙げることができる。

(1) 出身階層（親の社会階層）

学校外学習時間と出身階層の関連についてはすでに触れた。出身階層の変数として一般に用いられるのは、父親の職業と、親学歴³⁾である。教育、あるいは地位の世代間移動に関しては改めて説明の必要もないだろうが、親の学歴が高いほど、子の学歴も高くなり、親の社会経済的地位が高いほど、子の社会経済的地位も高くなる。このことから、学校外学習時間は、親の学歴が高いほど、

あるいは社会経済的地位が高いほど、子の学校外学習時間は長くなると予想できる。

(2) 学校種別

本稿で分析の対象となるのは、高校生の学校外学習時間である。高校生の場合、通っている学校の種別（特に、進学校がそうでないか）が学校外学習時間に影響することは自明であろう。進学校の生徒の方が、そうでない学校の生徒よりも、学校外学習時間が長くなると予想できる。

(3) 教育アスピレーション・学習意識

出身階層・学校種別は基本的な属性変数であるが、一方で高校生自身の主観的要因も重要である。ここで第1に考えるべきは、教育アスピレーションであろう。当然のことながら、大学に進学しようと思う生徒は、学習時間を増やさざるを得ない。もちろん就職希望で勉強熱心な生徒もいるだろうが、一般に大学進学希望の生徒の方が、学校外学習時間は長くなると予想できる。

また、広い意味での学習意識・学習意欲も、学校外学習時間に影響すると考えられる。基本的には、学習意欲が高い（学習を肯定的に評価し、自発的に取り組む）生徒ほど、学校外学習時間が長くなると予想される。

以上のように、教育アスピレーション、学習意識とも、学校外学習時間を考える上で重要な要因のはずだが、苅谷（2001）はどちらも分析に取り入れていない。藤田（2001）は教育アスピレーションを分析に用いており、アスピレーションが正の効果を持つことが確認されている。

(4) 学校外教育

塾・予備校、通信添削、家庭教師といった学校外教育投資を受けている生徒は、必然的に学校外教育時間が増加する。あまりにも自明であるが、学校外教育投資の多寡は、学校外学習時間を考える上で非常に重要な要因である。なお、学校外教育投資による学習時間を扱う方法としては、(1) 総合的な学校外学習時間の一部に組み込む、(2) 学校外教育投資の時間を区別して分析する、という2つの方法が考えられるが、本稿ではデータの都合上、前者を採用する。

(5) 文化資本・文化的活動・社会活動

ブルデューの文化的再生産論については、内外を問わず様々な実証研究がおこなわれてきた。日本においても、いわゆる「正統的」文化資本変数が教育達成にある程度の正の効果を持つことが確認されている⁴⁾（片岡 1992 など）。

文化資本と学校外学習時間の関係を直接的に検討した研究は、筆者の調べた範囲では存在しないようだが、文化資本と教育アスピレーションの間には正の関係が存在することが明らかになっている（片瀬 2005）。ここから、学校外学習時間と、文化資本・文化活動の間には正の関連が予想できる。

ただし、文化的活動は、受験勉強のようなタイプの「学習」にとっては、むしろ妨げとなる可能性もあるので、逆に負の関係も予想できる。同様に、「大衆的」文化活動や、アルバイト、部活動、ボランティア活動といった活動は、学習時間を圧迫する可能性が高い。これらの変数についても直接的に検討した研究は存在しない。しかし、これらの活動は高校生の生活の重要な要素となっている。そもそも学校外学習時間は、生活時間の一部なのだから、これらの活動に関わる変数も可能な限りコントロールすべきだろう。

以上が、考えうる要因の学校外学習時間に対する効果である。以下では、これらの要因を可能な限り踏まえ、高校生の学校外学習時間に影響する要因について分析したい。

3. データと変数

3.1 データ

「教育と社会に対する高校生の意識」調査データ（以下、「高校生調査データ」と略）を用いる。このデータは、仙台圏の高校2年生とその両親を対象とした意識調査で、1987年以降、これまでに5回の調査が行われている。本校では、このうち最新の第5次調査（2003年）データをメインに、第4次（1999年）、第3次（1994年）、第1次（1987年）のデータを補助的に用いる。（調査概要については、付録1参照。）

なお、高校生調査データは、（サンプリングについてはある程度配慮されているものの）ランダム・サンプリングによるものではない。したがって、以下に示す分析結果および統計的検定の結果を安易に一般化することはできない。本稿の知見は、あくまでも参考程度のものでしかないが、「計量的モノグラフ」（尾嶋2001）としては、それなりに興味深い情報を有していると思われる。

3.2 学校外学習時間とメディア接触時間の処理

本稿で分析の対象とするのは、高校生の学校外学習時間、そして「非学習時間」としての「メディア接触時間」である。学校外学習時間を努力の指標とするならば、メディア接触時間は娯楽、あるいは反努力の指標と解釈できるだろう。

学校外学習時間とは「学校以外で勉強する」時間の総称で、高校生調査では平日（月～金）の平均時間と、週末（土日）平均時間を質問している。また、メディア接触時間とは、「電話やメールをする」⁹⁾、「テレビを見る」、「テレビゲームをする」の3項目の合計時間のことである。学習時間同様、平日平均と週末平均を質問している。高校生調査では、メディア接触時間は第3次調査（1994年）から、学校外学習時間は第5次調査（2003年）から測定している。

メディア接触時間を分析の対象とする理由は2つある。1つは、すでに述べたように、メディア接触時間を「非学校外学習時間」の指標と解釈することが可能だからである。もちろん、テレビを

見ながら勉強をする、といった「ながら時間」が存在する可能性があるので、学校外学習時間とメディア接触時間は厳密な排他的関係にない。とはいえ、メディア接触時間を非学習時間と解釈し、学習への努力の間接的な指標とみなすこと自体は、その的外れではないだろう。たとえば鍋島(2003)は、(1) 自分用のテレビを持つ高校生とそうでない高校生では、後者の方が大学進学率が高いこと、(2) 電話、テレビゲーム等のメディア機器も同様に進学率と関連があることを指摘している。このような文脈に照らせば、メディア接触時間を非学習時間とみなすことは、それなりに妥当性があると言えるだろう。

もう1つの理由は、時点間比較に関わるデータ上の制約である。高校生調査では、メディア接触時間は第3次調査(1994)から継続して測定しており、およそ10年間の間の変化をたどることができる。一方、学校外学習時間は第5次調査でしか測定していない。したがって、今回のデータでは、時点間比較可能な変数はメディア接触時間しかない。

すでに説明したように、学校外学習時間、メディア接触時間とも、平日と週末の平均時間を尋ねている。本稿では、これらを合成して週平均時間を計算することはせず、平日平均時間と週末平均時間をそのまま個別に分析する。この理由も2つある。1つは、その方がデータの情報を損なわないからである。もう1つは、自由時間にゆとりのある週末にこそ、その使い方に2極分化が生じる傾向が指摘されているからである(小針2002, NHK放送研究所2006)。

なお、回答の中には、学習時間の単体、メディア接触時間の単体、あるいはメディア接触時間と学校外学習時間の合計が24時間を越えるような不適切なケースが存在する。よって、学校外学習時間およびメディア接触時間については一定の基準値を設定し、基準値を超えたケースは分析の対象から除外した。(具体的な基準値およびその算出法については付録2参照。)

3.3 学校外学習時間およびメディア接触時間の記述統計

不適ケースを除外した学校外学習時間およびメディア接触時間の記述統計量を表1に、分布を表2および表3に示す。

学校外学習時間の平均値は、既存の学習時間調査(苅谷2001, 藤田2001, NHK放送研究所

表1 学習時間およびメディア接触時間の記述統計量

	平均(分)	標準偏差	N
学習時間(平日:第5次)	37.3	48.7	983
学習時間(週末:第5次)	60.0	80.5	984
メディア接触時間(平日:第5次)	250.6	136.1	983
メディア接触時間(週末:第5次)	381.1	208.6	984
メディア接触時間(平日:第4次)	192.2	110.5	1,132
メディア接触時間(週末:第4次)	311.9	176.0	1,135
メディア接触時間(平日:第3次)	277.6	148.2	1,134
メディア接触時間(週末:第3次)	442.0	213.4	1,107

表2 学習時間の分布

数値：%

	0分	30分未満	30分以上 60分未満	60分以上 120分未満	120分以上	N
平日	46.3	3.6	14.4	23.8	11.9	983
週末	40.3	2.6	11.2	22.8	23.1	984

表3 メディア接触時間の分布

数値：%

		2時間 未満	2~4 時間*	4~6 時間	6~8 時間	8~10 時間	10時間 以上	N
第3次 (1994)	平日	14.8	35.1	22.7	14.6	8.4	4.4	1,134
	週末	6.1	13.8	19.4	16.8	15.9	27.9	1,107
第4次 (1999)	平日	21.2	47.3	21.4	6.8	2.9	0.4	1,132
	週末	6.7	28.6	29.6	18.2	7.9	8.9	1,135
第5次 (2004)	平日	13.5	35.5	26.6	16.3	5.9	2.2	983
	週末	5.1	19.3	25.3	20.0	13.0	17.3	984

*「2時間以上4時間未満」の意。以下同様。

2003, NHK 放送研究所 2006 など) のどれよりも低くなっている。また, まったく学校外で学習しない生徒の比率, すなわち学校外学習時間0分の比率も, やはり先行研究で報告された結果の中で最も高い。これには仙台圏もしくは宮城県に固有の要因が影響していると思われるが, ある意味で驚くべき結果と言えるかもしれない。メディア接触時間については, 厳密な比較はできないが, 生活時間調査の最新結果 (NHK 放送文化研究所 2006) と比較するとほぼ同程度か, やや長い傾向を示している。

表4は, 学校外学習時間とメディア接触時間の相関係数 (第5次調査データのみ) を示したものである。学習時間同士, メディア接触時間同士の相関は非常に高いが, 学習時間とメディア接触時間同士の相関はそれほど高くない。とはいえ, 両者の間には一貫して負の相関があり, メディア接触時間が「非学習時間」としての性質を (緩やかではあるが) 有していることがわかる。

表5には, 各種基本属性別の学習時間, メディア接触時間を示した。父親職業, 親学歴, 学校種

表4 学校外学習時間とメディア接触時間の相関行列 (第5次調査)

	平日学習時間	週末学習時間	平日メディア 接触時間	週末メディア 接触時間
平日学校外学習時間	1.000			
週末学習時間	.842	1.000		
平日メディア接触時間	-.274	-.326	1.000	
週末メディア接触時間	-.269	-.272	.782	1.000

*すべての数値は1%水準で有意

高校生の学習時間とメディア接触時間

表5 学校外学習時間およびメディア接触時間の各種属性別平均
数値：平均（分），（ ）内は標準偏差

		学習時間 (平日)	学習時間 (週末)	メディア 接触時間 (平日)	メディア 接触時間 (週末)	N*
性別	男子	36.2 (50.1)	57.5 (80.0)	255.3 (139.8)	390.8 (213.0)	586
	女子	39.0 (47.2)	63.5 (81.5)	245.4 (132.2)	370.2 (204.1)	520
学校種別	進学校	75.1 (60.7)	130.8 (101.6)	156.0 (93.9)	248.0 (133.5)	303
	進路多様校	26.4 (36.9)	38.3 (53.3)	283.1 (129.3)	423.2 (203.9)	433
	専門高校	20.1 (30.6)	29.3 (46.9)	285.5 (138.8)	437.4 (215.9)	402
父親職業	専門・管理	53.2 (57.6)	90.2 (94.8)	229.8 (138.9)	342.3 (202.3)	286
	販売・事務	37.6 (47.0)	62.8 (86.4)	236.8 (124.9)	393.2 (209.2)	223
	熟練・労務	30.2 (42.4)	45.2 (66.9)	272.8 (145.9)	422.9 (225.2)	191
父親学歴	高卒以下	29.7 (39.9)	49.1 (68.5)	275.7 (139.9)	429.9 (212.5)	377
	短大以上	56.5 (58.4)	92.7 (99.3)	202.9 (120.4)	324.2 (195.0)	310
母親学歴	高卒以下	30.6 (41.9)	50.3 (74.8)	261.6 (137.5)	407.6 (210.3)	592
	短大以上	63.2 (59.0)	101.2 (93.5)	203.6 (125.4)	308.5 (191.9)	251

*サンプルサイズは平均値の基数ではなく、基礎集計の値

別と学習時間の関係に関しては、概ね2.2で予想した通りの結果となっている。メディア接触時間についても、各種属性との関係は学習時間の逆になっており、「非学習時間」と解釈することに整合的な結果となっている。これらの結果をふまえ、次節以降では、学校外学習時間、メディア接触時間を規定する要因に関する、より詳しい検討を行う。

4. 分析法および変数について

4.1 分析法について

すでに見たように、学校外学習時間には値が0のケースが大量に存在する。このようなデータに通常の最小2乗法を用いた回帰分析を適用すると、多くのケースで予測値が負の値になる可能性が高い。しかし、活動時間という変数は、現実的にも理論的にも0が下限であり、負の値をとることはありえない。このように、ある一定の範囲の値しかとりえない変数に回帰分析を適用すると、推定される回帰直線および回帰係数の精度に問題が生じることが指摘されている。

このようなデータを分析する手法として開発されたのが、トービット分析 (Tobin 1958) である⁶⁾。典型的なトービット分析では、回帰式から導出される予測値が正の場合は予測値をそのまま用い、予測値が負になった場合は、これを0に置き換えて推定を行う。(このため、推定には最小2乗法ではなく最尤法を用いる)。これによって、時間データの分析において、適切な推定値を得ることができる⁷⁾。

4.2 独立変数

分析に用いる独立変数は、以下の通りである。(変数の詳細は、付録3参照)

(1) 本人性別

表4の結果、および先行研究では、性別に関して顕著な効果は確認されていないが、基本的なコントロール変数として投入する。女子=1, 男子=0のダミー変数。

(2) 父親職業

「専門・管理」, 「販売・事務」, 「熟練・労務」の3カテゴリー。基準カテゴリーを熟練・労務とするダミー変数。

(3) 母親教育年数

一般に、夫婦の学歴は相関が高いので、父親学歴と母親学歴を回帰式に同時に投入することは避けるべきである。検討の結果、母親学歴の方がより良好な結果が得られたため、本稿では母親学歴を採用した。学歴は、教育年数に変換したものをを用いる。

(4) 学校種別

片瀬(2005)に準じ、進学校(就職率10%未満の普通科高校)、進路多様校(就職率10%以上の普通科高校)、専門高校(工業高校、商業高校などの職業高校)、の3カテゴリーとした。専門高校を基準カテゴリーとするダミー変数。

(5) 学校外教育投資

高校生調査では、「塾・予備校」, 「通信添削」, 「家庭教師」の3つの学校外教育投資についての小学校・中学校・高校それぞれの経験(半年以上経験のあるものを)の有無を尋ねている。ここでは、高校入学以降の学校外教育投資の数を合計したものをを用いる。なお、質問設計の都合上、回答者が調査時点現在でこれらの投資を受けているかどうかは、判断できない。したがって、実際の活動の指標というよりは、本人および家庭の教育熱心さの指標と解釈すべきだろう。

(6) 文化資本・文化的活動・社会活動

家庭の文化資本の指標として蔵書数を用いる。また、高校生調査では、8項目の文化的活動・社会的活動の頻度を尋ねているが、その中から「クラシック音楽を聴く」, 「文学作品や歴史の本を読む」(以下、「読書」と略), 「カラオケをする」, 「アルバイトをする」, 「社会活動やボランティアに参加する」(以下、「社会活動」と略)の5項目を用いる。クラシックと読書が、いわゆる「正統的」文化活動、カラオケが「大衆的」文化活動の指標である。また、「アルバイト」と「社会活動」

は、それぞれ営利的・非営利的な社会活動の指標とみなすことができる。

なお、高校生の生活における重要な活動の一つに学校での課外活動（部活動・生徒会など）があるが、残念ながら調査項目に含まれていないため、扱えない。

(7) 教育アスピレーション

「高校卒業後の進路」に基づいて、「大学進学希望」、「短大進学希望」、「専門学校進学希望」、「就職希望」、「未定」の5カテゴリーを作成した。基準カテゴリーは、「未定」。

(8) 学習意識

高校生調査では、「あなたが勉強するのはなぜですか」について6項目の学習意識（学習動機）を尋ねている。これらの主成分分析を行った結果が、表6である。

第1主成分との相関が高いのは、「勉強は仕事や生活に役にたつから」、「勉強しないと筋道だった考え方ができないから」、「勉強自体が面白いから」の3項目、第2主成分との相関が高いのは、「周りの人から尊敬されるから」、「勉強ができないと、いい就職先がないから」、「みんながやるから、なんとなく」の3項目である。以上の結果から、第1主成分を「内発的学習動機」、第2主成分を「外発的学習動機」と解釈することができる。以下の分析では、学習意識として、この2つの主成分を独立変数として用いる。

表6 学習動機の主成分分析

	主成分	
	1	2
勉強は仕事や生活に役立つから	.797	-.041
筋道だった考えかたができないから	.691	.286
勉強自体が面白いから	.722	.017
周りの人から尊敬されるから	.316	.685
勉強ができないと、いい就職先がないから	.146	.724
みんながやるから、なんとなく	-.327	.694
固有値	1.862	1.560
寄与率(%)	31.0	26.0

主成分法、ヴァリマックス回転

4.3 学校種別と教育アスピレーションの関係

以上が分析に使用する独立変数であるが、トービット分析を行う前に触れておかなければならない問題がある。それは、学校種別と教育アスピレーションの関係である。今回のデータの場合、学校種別と教育アスピレーションをトービット分析のような重回帰分析型のモデルに同時投入することは好ましくない⁸⁾。その理由は、学校種別と教育アスピレーションの間に非常に強い関連が存在

表7 第5次高校生調査における学校種別と教育アスピレーションの関係

	大学	短大	専門学校	就職	未定	N
進学校	92.9	0.0	0.4	0.4	8.4	231
進路多様校	34.3	5.6	19.0	13.7	27.1	431
専門高校	17.3	1.5	13.5	37.7	29.9	401

するからである（表7）。

表7から明らかなように、進学校における大学進学希望率は90%を超えており、「未定」以外には実質的に大学進学希望者しか存在しない。このため、学校種別と教育アスピレーションを当時投入した場合、それぞれの効果が識別不能になる恐れがある。

そこで、学校種別と教育アスピレーションに関してはモデルに同時投入せず、学校種別およびその他の変数を投入するモデルと、教育アスピレーションおよびその他の変数を投入するモデルの比較を試みた（結果は略）。結果として、学校種別を投入したモデルのフィットが良かったので、以後の分析では、学校種別を使用した結果のみを提示し、教育アスピレーションは基本的に分析から除外する。

とはいえ、なぜ教育アスピレーションより学校種別の効果が強いのか、疑問に思う読者もいると思われるので、簡単な確認を行っておこう。このような結果になる理由は、実ははっきりしている。進路多様校および職業高校においては、教育アスピレーションは学習時間に対してほとんど効果を持たないのである。表8は、教育アスピレーション別の学校外学習時間（平日）の平均値を学校種別ごとに算出したものである。（煩雑になるので、これ以外の時間変数の提示は避けるが、週末学校外学習時間については表8と同様の傾向が、メディア接触時間については逆の傾向が存在する。）

表8から明らかなように、教育アスピレーションは、進路多様校・専門高校においては明確な差異化要因になっていない。進路多様校では、大学進学希望者の学習時間が若干長いが、専門高校においては短大進学希望よりも少なくなっている。

一方、進学校においては、大学進学希望者と進路未定者の学習時間に大きな差はない。要するに、進学校の生徒のみがよく勉強し、それ以外の高校の生徒は、アスピレーションがどうあれ勉強

表8 学校外学習時間の平均値（学校種別×教育アスピレーション）
単位：分

学校種別	教育アスピレーション				
	大学	短大	専門学校	就職	未定
進学校	76.0	—	—	—	67.6
進路多様校	38.8	19.5	18.8	11.5	22.0
専門高校	26.2	36.0	27.7	15.6	20.1

注：—はサンプルサイズが0かごく少ないため、計算不能

時間が少ない，という傾向が存在していることになる。学校種別と比較して教育アスピレーションの効果弱いのは，以上のような理由による。このような学校種別，教育アスピレーションおよび学校外学習時間の関係が一般的に存在するのか，それとも仙台圏のみに見られる特殊な現象なのかはわからないが，非常に興味深い傾向であろう。

5. 学校外学習時間およびメディア接触時間の分析

5.1 学校外学習時間の分析

それでは，本格的な分析に入ろう。表9は，学校外学習時間を従属変数としたトービット分析の結果である。ここでは，出身階層変数のみを用いたモデルIと，すべての独立変数を用いたモデルIIの，2つのモデルで分析を行っている。

出身階層変数は，これのみ単独で用いた場合（モデルI）は，それなりの効果を持つが，その他

表9 学校外学習時間のトービット分析

数値：非標準化偏回帰係数（B）

		モデル I		モデル II	
		平日	週末	平日	週末
性別	女子			.123	9.874
学校種別 (基準=専門高校)	進学校			59.037***	111.886***
	進路多様校			11.733	9.795
父親職業 (基準=熟練・労務)	専門・管理	25.463**	52.209***	3.149	10.113
	販売・事務	6.256	22.143	-10.353	-6.298
母親教育	母教育年数	12.826***	17.928***	4.020*	2.241
学校外教育	高校時経験数			13.290**	17.514*
文化資本・ 文化的活動・ 社会的活動	家庭蔵書数			-.007	.029
	クラシック音楽			1.051	.494
	読書			8.686***	12.163***
	カラオケ			-1.425	-4.394
	アルバイト			-.067	-2.325
学習動機	社会活動			1.487	1.966
	内発的動機			14.386***	17.090***
	外発的動機			-2.343	-3.876
	定数	-156.374***	-216.029***	-68.695***	-49.404
	擬似 R ²	.015	.013	.059	.058
	対数尤度	-2,140.776	-2,500.222	-1,935.983	-2,266.370
	調整済 R ^{2*}	.107	.102	.362	.392
	N	579	579	541	542

*同じモデルに OLS を適用した場合の調整済 R²

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

の要因をコントロールすると、効果が消失する。母親教育年数が、辛うじて平日学習時間に影響するのみである。したがって、出身階層の直接効果は強いとは言えず、出身階層の効果はモデルIIに含まれる諸変数によって媒介されていると考えられる。なお、一般的に疑似決定係数 (R^2) が低い値になっているが、これは疑似決定係数自体の性質⁹⁾によるものであり、モデルフィット自体はそう悪いものではない。表9には、同じモデルで重回帰分析を行った場合の調整済決定係数を参考として掲載したが、この値は先行研究と比較して同程度である。

出身階層以外の変数で効果を持っているのは、学校種別（進学校）、学校外教育投資数、読書、内発的学習動機で、いずれも学習時間に対して正の効果を持っている。

表9の回帰係数は非標準化係数なので、係数間の相対的な影響力の比較はできない。参考までに、モデルIIと同じ変数を用いて重回帰分析を行った場合の結果を簡単に述べておこう。標準化偏回帰係数 (β) が最も大きいのは、進学高ダミーで0.4程度、学校外教育投資数、読書、内発的学習動機が概ね0.1から0.2の間となっており、学校種別の効果が非常に強いことがわかる。なお、平日学校外学習時間のモデルIIで、母親教育年数の効果が有意になっている。これは重回帰分析でも同様の結果になるが、その場合の標準化偏回帰係数は.089であり、有意な変数の中では最も効果が弱い。

統計的に有意だった変数の効果と、考え得るメカニズムについて検討しよう。まず学校種別（進学校）であるが、基本的には学校教育の効果、あるいは学校文化（あるいは進学校の雰囲気）の効果と考えられる。この効果は、かなり大きい。

学校外教育投資数も有意な正の効果を持っているが、これは変数の性質を考えれば当然と言える。影響メカニズムはあまりに自明なので、基本的にコントロール変数以外の意味は薄いだらう¹⁰⁾。

興味深いのは読書活動の効果である。読書活動が文化資本（文化活動）変数の中でもユニークな特性を有していることは片瀬（2005）でも確認されている。片瀬が分析したのは、教育アスピレーションへの影響であるが、読書活動の効果を「学校文化に親和的な読書文化資本が学校的な学習態度を形成し、それによって教育アスピレーションが形成される」（片瀬2005, p.133）と解釈している。おそらく、同様のことが学校外学習時間についても当てはまるのだろう。

最後に、学習動機（内発的学習動機）の効果であるが、勉強に積極的な価値を見出している高校生は、より勉強するというところに他ならない。これはメカニズムとしてはごく自然である。むしろ興味深いのは、外発的学習動機が効果を持たず、内発的動機のみが効果を持つという点であろう。これは苅谷（2001）が指摘した、学習（あるいは努力）に対する外的圧力の低下を、見事に示しているのかもしれない。

以上のように、学校外学習時間に対する効果は、出身階層の直接的要因よりも、学校関連変数や、学校・家庭での教育に関わる諸変数の方が強い。出身階層の効果は、基本的には学校種別やその他の変数によって媒介されるものであり、直接的な効果はあったとしてもそれほど強くない。こ

これは先行研究においても示唆していた事実であるが、本稿の分析は、豊富な変数を用いることで、そのことをより明確にしたと言えるだろう。なお、出身階層と学校種別については当然のことながら関連が存在するが、この問題については後に改めて検討する。

5.2 メディア接触時間の分析 I: 第 5 次調査データの分析

次に、メディア接触時間の分析を行う。メディア接触時間については、学校外学習時間と同様、多くの変数を用いた分析ができると同時に、第 3 次調査 (1994) からの蓄積があるので、時点間比較が可能である。本節では、第 5 次調査データのみを用いて、学習時間と同様のモデルによる分析を試み、次節で時点間比較を行う。

分析の結果を、表 10 に示す。学校外学習時間と同様、出身階層変数のみを用いたモデル I と、すべての独立変数を用いたモデル II の、2 つのモデルを分析した。

結果は、学校外学習時間の場合とほぼ共通している。統計的に有意な変数も似通っており、係数

表 10 メディア接触時間のトービット分析

数値：非標準化偏回帰係数 (B)

		モデル I		モデル II	
		平日	週末	平日	週末
性別	女子ダミー			-28.348**	-42.107**
学校種別	進学校			-80.313***	-120.980***
(基準=専門高校)	進路多様校			7.493	19.692
父親職業	専門・管理	-28.002	-53.495*	5.662	-5.482
(基準=熟練・労務)	販売・事務	-25.094	-13.696	-2.887	18.525
母親教育	母教育年数	-16.147***	-26.134***	-.674	-3.619
学校外教育	高校時経験数			-21.968**	-33.72109*
文化資本・ 文化的活動・	家庭蔵書数			-.171*	-.168
	クラシック音楽			-7.651*	-11.801
	読書			-2.824	-2.645
	カラオケ			17.695***	23.623***
学習動機	アルバイト			1.902	.793
	社会活動			3.818	.467
	内発的動機			-8.702	-10.400
	外発的動機			4.105	4.035
	定数	465.708***	734.853***	276.787***	458.368***
	擬似 R ²	.005	.005	.025	.022
	対数尤度	-3,622.704	-3,890.890	-3,307.811	-3,581.440
	調整済 R ^{2*}	.051	.064	.252	.237
	N	579	579	541	542

*同じモデルに OLS を適用した場合の調整済 R²

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

の符号は学習時間の場合と逆転している。その意味では、メディア接触時間を非学習時間と解釈することの妥当性は、いちおう確認されたと言える。

ただし、メディア接触時間固有の特徴も、大まかに2点、見出すことができる。

第1の特徴は、モデルフィットの悪さである。決定係数は、トービット分析の諸指標で見ても、重回帰分析の調整済決定係数で見ても、学校外学習時間よりもフィットが悪い。このことは、メディア接触時間が、分析に用いた諸変数以外の要因によって影響されていることを意味している。その意味で、メディア接触時間は、やはり完全な非学習時間とは言い難い。

第2の特徴は、カラオケの活動頻度が有意な点である。非標準化係数で見ると、カラオケの効果は、学校外教育時間に対する読書活動の効果より強いことがわかる（重回帰分析の標準化偏回帰係数では、0.17程度の効果）。カラオケは、文化的再生産論に関する実証的研究では、大衆的文化活動（大衆的文化資本）と位置づけられる。そのような文化の階層性の問題と解釈するのが適切なのか（平日では、クラシック音楽が有意な負の効果をもっている）、単純に娯楽・余暇活動の頻度と考える方が良いのかは、判然としない。ここでは単純に、カラオケで遊ぶことの多い高校生は、（娯楽・余暇活動として）その他のメディア接触を行うと考えておこう。

5.3 メディア接触時間の分析II：時点間比較

前節では、メディア接触時間が、学校外学習時間とほぼ同じ変数によって（係数の符号は逆で）規定されていることが明らかになった。では、このような変数の関連構造には時間的な変化が存在するのだろうか。例えば、過去には学校種別や出身階層の影響がなかったのに、近年になって影響が見られるようになったのだとすれば、学校外学習時間と出身階層の関連の強化が間接的に確認されたことになる。

そこで、第3次（1994年）、第4次（1999年）、第5次（2003年）の3時点のメディア接触時間を用いて、メディア接触時間と出身階層・学校変数との間の関連の変化について検討する。

これまでの分析と同様、トービット分析を用いるが、独立変数は限定し、本人性別（基本的なコントロール変数として）、学校種別、父親職業、母親教育年数のみを用いる。これは3時点の調査データに共通する変数の都合によるものだが、出身階層および学校と学校外学習時間（の間接指標としてのメディア接触時間）の関連を検討する、という目的であれば、基本的にこれで十分である。分析の結果を、表11に示す。

進学校が一貫してマイナスの効果をもっている。つまり、進学校の生徒ほどメディア接触時間が少ないことになるが、その効果は第5次調査が最も大きい。また、第4次調査では、進学校だけでなく進路多様校の効果も有意だが、これは第4次調査の対象校の構成に偏りがあることに起因する可能性がある¹¹⁾。

ジェンダーの効果は、第4次と第5次調査で有意になっており、女子の方がメディア接触時間が短い。これはおそらく、テレビゲーム時間の男女差（一般に女子の方が短い）の影響だと思われる。

高校生の学習時間とメディア接触時間

表 11 メディア接触時間のトービット分析：時点間比較

数値：非標準化偏回帰係数 (B)

	第 3 次 (1994)		第 4 次 (1999)		第 5 次 (2003)	
	平日	週末	平日	週末	平日	週末
女子グミ	1.390	2.432	-24.724**	-34.930	-23.435*	-37.852*
進学校	-93.823***	-87.089***	-49.103***	-81.695***	-115.987***	-168.918***
進路多様校	-13.480	8.645	-23.817*	-43.669**	4.882	16.471
専門・管理	-8.843	-33.431	-10.328	-25.531	-4.909	-18.684
販売・事務	9.456	-35.143	11.272	8.747	-11.159	6.482
母親教育	-3.417	-9.723*	-4.120	-3.791	-5.229	-10.049
定数	361.055***	626.473***	260.822***	398.518***	357.904***	574.315***
擬似 R ²	.010	.007	.005	.005	.018	.017
対数尤度	-4,746.802	-4,945.999	-5,653.102	-6,068.167	-3,550.680	-3,837.755
調整済 R ² *	.108	.080	.055	.052	.194	.198
N	755	741	931	930	575	574

*同じモデルに OLS を適用した場合の調整済 R²

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

る。

そして、出身階層変数は、どの時点でもほとんど効果を持っていない。

モデルフィットは、第 3 次データ、第 4 次データではそれほど良くないが、第 5 次データではかなり改善されている。すなわち、独立変数の説明力が上がっている。単純に考えれば、これは学校の影響力が近年になって増大していることの証拠と考えられるが、実はこの判断には注意が必要である。

すでに説明したように、第 3 次調査と第 4 次調査では、メディア接触時間のみが質問されていた。第 5 次調査で学校外学習時間とメディア接触時間が併せて質問されることになったわけだが、このことが第 5 次調査のメディア接触時間に影響を与えている可能性がある。具体的には、第 5 次調査では学校外学習時間を質問したために、従来のメディア接触時間のみを質問していた第 3 次、第 4 次調査の回答よりも、(学習時間を回答の際に考慮する分だけ) 回答精度が向上した可能性がある。そして、回答精度が向上した分だけ、諸変数との関連が明確に見えるようになった、ということである。言い換えると、第 3 次、第 4 次調査のメディア接触時間が比較的ノイズの多いデータだったのに対し、第 5 次調査では学校外学習時間を質問した効果によって、そのノイズが減少し、その分だけ独立変数との関連が強まった(ように見える)のかもしれない。

したがって、表 11 の結果からただちにメディア接触時間の学校・出身階層との関連の強化を結論するわけにはいかない。現時点では、関連が本当に強まっているのか、そうでないのかを判断する十分な証拠は、残念ながらない。

5.4 学校種別と出身階層の関係

学校外学習時間、メディア接触時間の両方にとって、最も強い影響を与えていたのは学校種別、とりわけ進学校の効果であった。ところで、子が通う高校種別と親の階層・学歴の間に関連があることは、よく知られている。この時、学校種別と出身階層の関連が過去より深まっているとすれば、間接的ではあるものの、学校外学習時間とメディア接触時間に対する出身階層の影響は強まっていることになる。最後に、この点に関して検討しよう。

学校種別と出身階層の関連を分析するために、学校種別を従属変数とし、父親職業、母親学歴（高卒以下と短大以上の2カテゴリー）、（子の）本人性別を独立変数とする多項ロジット分析を行う。ここで子の性別を投入するのは、調査対象校に男子校もしくは女子校が含まれているため、その影響をコントロールするためである。また、第1次調査データ（1987年）も分析し、16年間の変化を検討する¹²⁾。分析の結果を表12に示す。

表12 学校種別に対する出身階層の影響：時点間比較
数値：多項ロジット係数 (B)

	第1次 (1987)		第3次 (1994)		第4次 (1999)		第5次 (2003)	
	進学校	進路多様校	進学校	進路多様校	進学校	進路多様校	進学校	進路多様校
性別 (男子)	.661**	-.345	-.390*	-.345	-.262	.648**	-.605**	-.744***
父：専門・管理	1.890***	.931**	2.058***	.490*	1.099***	.589*	1.479***	.125
父：販売・事務	.532	.035	1.194***	.094	.872**	.910**	.967**	.168
母：短大以上	1.151***	.941*	1.627***	.406	1.204***	.335	2.066***	.831**
定数	-.854**	.508*	-1.040***	.473*	-.290	.387	-1.413***	.254
R ² (Cox & Snell)	.148		.211		.130		.205	
R ² (Nagelkerke)	.168		.239		.148		.231	
-2 LL	98.230		110.664		119.202		107.435	
χ^2	125.709		208.085		107.411		146.730	
N	786		876		773		638	

従属変数の基準カテゴリーは専門高校，***： $p < .001$ ，**： $p < .01$ ，*： $p < .05$

時点間で多少の値の変化はあるものの（メディア接触時間の時点間比較と同様、第4次調査の挙動がやや特異であるが、この結果にも第4次調査における対象校の偏りが影響している可能性がある）、第1次調査（1987年）よりは、第3次（1994年）、第5次（2003年）の方が、父親職業および母親学歴の係数は上昇しており、モデルフィットも良くなっている。（少なくとも、1987年より低下はしていない。）つまり、高校種別と出身階層の関連は強まっている可能性がある。もちろんデータの制約から、この結果を直ちに一般化することはできないが、興味深い結果ではある。

6. 考 察

ここまでの分析結果は、次の3点に要約することができる。(1) 学校外学習時間は、学校種別お

よび学校外教育投資、文化活動、学習意識といった広い意味での学習環境との関連が強く、出身階層の直接的な効果はそれほど強くない。(2) メディア接触時間は、学校外学習時間ほどではないが、学校種別および学習環境、文化的活動の影響を受ける。出身階層の影響は、ほとんどない。(3) 出身階層と学校種別の関連は、過去と比較して強まっている可能性がある。

以上をまとめると、高校生の学校外学習時間（学習への努力）に対する出身階層の影響は、直接的にはないにせよ、高校を媒介としてつづつ深化している可能性が示唆されている。もちろん、何度も述べてきたように、本稿の分析結果からの安易な一般化は慎まねばならない。また、本文中ではあまり触れなかったが、個別の分析結果の細部については判断に苦しむ要素がかなり多く、「結局この分析結果からは確実なことは何も言えない」というのが最も誠実な結論だと思われる。

とはいえ、多少の飛躍を承知で言うならば、本稿の知見は、意欲格差論あるいは「成熟学歴社会」論（吉川 2006）といった近年の教育と社会階層に関する議論の流れに基本的に沿うものとなっている。このことは、注目すべきだろう。

分析に関しては、残された課題も多い。特に重要と思われるものは、次の2点である。

第1に、独立変数間の交互作用効果の体系的な検討である。学校と各種変数、出身階層と各種変数、出身階層と学校、の交互作用効果は、いずれも非常に重要である。

第2に、親階層の媒介効果についても、より詳しい検討が必要だろう。今回の分析では、親階層と学校種別の関係のみを分析したが、この他にも、学校外学習時間時間に影響した諸変数—学校外教育投資、文化的活動、学習意識—は、すべて出身階層と関連することが知られている。これらの変数間の相互関連、および各変数を經由した間接効果の総体の把握が必要だろう。

【注】

- 1) 学校外学習時間に関しては、藤田（2001）、小針（2002）でも同様の傾向が確認されている。また、単純集計レベルの検討ではあるが、NHK 放送文化研究所（2003）、NHK 放送文化研究所（2006）でも、学習時間の2極化傾向が確認されている。
- 2) 中澤（2003）、吉川（2006）は、この種の「階層」間格差は、実質的には親学歴による格差であるとしている。
- 3) 基本的には父学歴と母学歴のどちらかを単独で扱うことが多いが、両者の組み合わせに注目した研究もある（小針 2002）。
- 4) ただし、文化資本関連の変数が教育達成や地位達成に有意な正の効果を与えることが、ただちに文化的再生産論の正しさを保証するかどうかについては批判もある（原・盛山 1999）。
- 5) 第3次調査、第4次調査では「電話をする」。
- 6) 日本語で読めるトービット分析の解説としては、Maddala（1988=1996）、牧他（1997）など。
- 7) ただし、Maddala（1988=1996）は、観測値に0を含むデータにトービット分析を安易に適用することには批判的である。
- 8) 藤田（2001）は、学校種別と教育アスピレーションを重回帰分析に同時投入している。これは彼の使用したデータでは、学校種別とアスピレーションの間に、今回の高校生調査データほど強い偏りがなかったためである。
- 9) トービット分析には、STATA8を使用した。STATA8で算出される擬似決定係数はMacFaddenの擬

似 R^2 で、これは「 $1 - (\text{フルモデルの対数尤度} / \text{定数項のみのモデルの対数尤度})$ 」で得られる。通常の回帰分析における決定係数とは異なり、このタイプの擬似決定係数は値が上がりにくいことが知られている。

- 10) 学校外教育投資がどのような要因によって影響されるのかは、教育機会の階層間格差の問題を考える上で非常に重要である。これについては、神林(2001)が第4次高校生調査データを用いた分析を行っており、出身階層と学校外教育投資の間に緩やかな正の関係(階層が高いほど学校外教育投資を行う)が存在することが確認されている。
- 11) 第4次調査では、当初対象となっていた進路多様校の調査が中止となった。このため、高校の構成が進学校に偏っており、その影響が出ている可能性がある。
- 12) 第2次高校生調査は、仙台圏ではなく地方高校を対象とした調査のため使用しない。

付録1 「教育と社会にたいする高校生の意識」調査概要

(1) 共通事項

- ・調査主体：東北大学教育文化研究会
- ・調査対象：仙台圏の高校生2年生、およびその父親、母親の3者。
- ・サンプリング法：有意抽出(高校種別、クラスによる層化抽出)
- ・調査方法：高校生＝自記式集合調査、両親＝自記式配票調査。

(2) 第1次調査

実施時期：1987年1月

調査対象校：仙台圏の高校14校(含高専)

有効回収数と有効回収率：高校生＝1,225(93.4%)、父親＝984(75.0%)、母親＝1,108(84.5%)

なお、高専の生徒および両親は分析から除外した。調査の詳細は、東北大学文学部教育文化研究会(1988)を参照。

(3) 第3次調査

実施時期：1994年11月

調査対象校：仙台圏の高校16校(含高専)

有効回収数と有効回収率：高校生＝1,542(90.1%)、父親＝1,203(70.3%)、母親＝1,351(79.0%)

なお、(1)高専の生徒および両親、(2)調査時のミスにより親子が対応していないサンプル、については分析から除外した。調査の詳細は、鈴木他(1996)を参照。

(4) 第4次調査

実施時期：1999年11月～2000年1月

調査対象校：仙台圏の高校11校

有効回収数と有効回収率：高校生＝1,259(89.4%)、父親＝933(66.2%)、母親＝1,097(77.9%)

なお、調査時のミスにより親子が対応していないサンプルについては、分析から除外した。調査の詳細は、片瀬（2001）を参照。

(5) 第5次調査

実施時期：2003年11月～12月

調査対象校：仙台圏の高校10校

有効回収数と有効回収率：高校生＝1,113（87.0%）、父親＝719（56.2%）、母親＝877（68.5%）

調査の詳細は、片瀬他（2005）を参照。

付録2 時間変数について

学校外学習時間とメディア接触時間は、次のように測定されている。

「あなたは、ふだん次のようなことを、どのくらいしていますか。平日（月～金）と土日にわけて、1日平均の時間を答えてください。」

- a. 電話やメールをする（第3次、第4次調査は「電話をする」）
- b. テレビを見る
- c. テレビゲームをする
- d. 学校以外で勉強する（第5次調査のみ）

時間は、分換算で分析する。なお、以下の2つの条件のいずれかにあてはまるケースは、分析から除外した。

条件1：学校外学習時間、テレビ時間、電話時間、ゲーム時間の回答のいずれかが無回答のケース。

条件2：学校外学習時間とメディア接触時間の合計が、基準値を超えるケース。基準値は、2005年の生活時間調査（NHK放送文化研究所2006）から、生活上必須の時間を計算し、残りの時間（24時間－生活必須時間）を適正な回答範囲とみなすことで算出した。もちろん生活必須時間には個人差があるので、回答分布や除外されるケース数を考慮しつつ、ある程度の調整を行っている。具体的には以下の通り。

(A) 平日の基準値

- ① 睡眠（2005年の生活時間調査による平均＝7:07。以下同様）、② 学校での勉強（平均＝7:01）、③ 身の回りの用事（洗顔、トイレ、入浴等：平均＝1:05）、④ 通学（往復：平均＝1:27）、

の4項目を必須時間とする。これらの合計は約16時間40分である。したがって、残り7時間20時間(440分)が平均的な回答範囲となる。ただし、必須時間の個人差を考慮して、1.5倍(11時間=660分)までの回答を許容する。

よって、学校外学習時間とメディア接触時間の合計が660分を超えるケースを不適とした。

(B) 休日の基準値

①睡眠(平均8:32)、②身の回りの用事(平均=1:09)、の2項目を必須時間とする。これらの合計は約9時間40分である。したがって、残り14時間20分(840分)が適正な回答範囲となる。ただし、必須時間の個人差を考慮して、残り時間の約1.2倍(16時間40分=1,000分)までの回答を許容する。

よって、学校外学習時間とメディア接触時間の合計が1,000分を超えるケースを不適とした。

付録3 変数の詳細一覧

(1) 学校外教育投資

学習塾・予備校、通信添削、家庭教師の3項目について、小学校時代、中学校時代、高校入学以後の経験を、経験あり/なしの2値で尋ねている。ここでは、「経験あり=1」、「経験なし=0」として、高校入学以後の3項目を合計した。したがって、レンジは0~3である。

(2) 蔵書数(文化資本)

「あなたのご家庭には、本が何冊くらいありますか。(漫画・雑誌・週刊誌を除いて、だいたいの数をお答えください。)」

「ない=0」、「1~9冊=5」、「10~19冊=15」、「20~49冊=30」、「50~99冊=75」、
「100~199冊=150」、「200冊以上=200」とコード。

(3) 文化的活動・社会的活動

「あなたは、以下のような活動をどのくらいしますか。aからhまでのそれぞれについて、あてはまる番号1つに○をつけて下さい。」

- a. クラシック音楽を聴く, b. 文学作品や歴史の本を読む, c. カラオケをする
g. アルバイトをする, h. 社会活動やボランティアに参加する
(d~fは除外)

「よくする=4」、「ときどきする=3」、「あまりしない=2」、「ほとんどしない=1」、

「まったくしない=0」とコード

(4) 教育アスピレーション

「あなたは高校卒業後の進路をどのようにしたいと考えていますか。」

1. 大学の理科系学部に進学する, 2. 大学の文科系学部に進学する,
3. 短期大学に進学する, 4. 専門学校・各種学校に進学する
5. 就職する, 6. 家業を手伝う, または継ぐ
7. これからの成績しだいで決める, 8. まだ決めていない, 9. その他

1と2を「大学進学」, 3を「短大進学」, 4を「専門学校進学」, 5と6を「就職」,
7と8を「未定」とし, 9は除外した。

(5) 学習意識

「あなたが勉強をするのはなぜですか。それぞれの項目について、自分がどれくらいよくあてはまるか、○をつけて下さい。」

- a. 勉強で得た知識はいずれ仕事や生活の役にたつと思うから
- b. 勉強しないと、筋道だった考え方ができなくなるから
- c. 成績が良ければ、仲間から尊敬されると思うから
- d. 学歴が良くないと、おとなになっていい仕事先がないから
- e. すぐに役立たないにしても、勉強がわかること自体おもしろいから
- f. みんながやるから、なんとなくあたりまえと思って

「よくあてはまる=5」, 「ややあてはまる=4」, 「どちらでもない=3」,
「あまりあてはまらない=2」, 「まったくあてはまらない=1」とコード

参 考 文 献

- 藤田武志. 2001. 「学習時間の日韓比較—中学生・高校生調査をもとに」『上越教育大学研究紀要』21 (1): 77-93.
- 原 純輔・盛山和夫. 1999. 『社会階層—豊かさの中の不平等—』東京大学出版会.
- 神林博史. 2001. 「学校外教育投資がもたらすもの—学校外教育投資と教育達成, 学習意識との関連について—」片瀬一男(編)『教育と社会に対する高校生の意識—第4次調査報告書—』東北大学教育文化研究会: 57-77.
- 苅谷剛彦. 2001. 『階層化日本と教育危機—不平等社会から意欲格差社会へ』有信堂.
- 苅谷剛彦・志水宏吉. 2004. 『学力の社会学』岩波書店.
- 片岡栄美. 1992. 「社会階層と文化的再生産」『理論と方法』11: 33-55.
- 片瀬一男(編). 2001. 『「教育と社会に対する高校生の意識」調査—第4次調査報告書—』東北大学教育文化研究会.
- 片瀬一男. 2005. 『夢の行方—高校生の教育・職業アスピレーションの変容—』東北大学出版会.
- 片瀬一男・木村邦博・阿部晃士(編). 2005. 『「教育と社会に対する高校生の意識」調査—第5次調査報告書—』東北大学教育文化研究会.
- 吉川 徹. 2006. 『学歴と格差・不平等—成熟する日本型学歴社会—』東京大学出版会.
- 小針 誠. 2002. 「小・中学生の学業成績と学校外学習時間に関する一考察—社会階層を媒体として—」『子ども社会研究』8: 79-91.
- 鍋島祥郎. 2003. 『見えざる階層的不平等—ハイスクールウォーズII—』解放出版社.
- 中村高康・藤田武志・有田 信. 2002. 『学歴・選抜・学校の比較社会学—教育から見る日本と韓国—』東洋館出版社.
- 中澤 渉. 2003. 「教育社会学における実証研究の諸問題」『教育社会学研究』72: 151-169.
- Maddala, G.S. 1988. *Introduction to Econometrics* [2nd edition]. (=河合肇(訳). 1996. 『計量経済分析の方法』シーエーピー出版.)
- 牧 厚志・宮内 環・浪花貞夫・縄田和満. 1997. 『応用計量経済学II』多賀出版.
- 三浦 展. 2005. 『下流社会—新たな階層集団の出現—』光文社新書.
- NHK 世論調査部(編). 1991. 『現代中学生・高校生の生活と意識』明治図書.
- NHK 放送文化研究所世論調査部(編). 1995. 『現代中学生・高校生の生活と意識 第2版』明治図書.
- NHK 放送文化研究所(編). 2003. 『中学生・高校生の生活意識調査—楽しい今と不確かな未来—』NHK 出版.
- NHK 放送文化研究所(編). 2006. 『日本人の生活時間 2005—NHK 国民生活時間調査—』NHK 出版.
- 尾嶋史章(編). 2001. 『現代高校生の計量社会学—進路・生活・世代—』ミネルヴァ書房.
- 佐藤俊樹. 1999. 『不平等社会日本—さよなら総中流—』中公新書.
- 鈴木昭逸・海野道郎・片瀬一男(編). 1996. 『「教育と社会に対する高校生の意識」調査—第3次調査報告書—』東北大学教育文化研究会.
- Tobin, J. 1958. "Estimation of Relationship for Limited Dependent Variables." *Econometrica* 26: 24-36.
- 東北大学文学部教育文化研究会(編). 1988. 『「教育と社会に対する高校生の意識」調査—第1次調査報告書—』東北大学教育文化研究会.
- 山田昌弘. 2004. 『希望格差社会—「負け組」の絶望感が日本を引き裂く—』筑摩書房.