

1 緒言

(本稿は、SSM95 データを分析した拙前稿 (桜井 2010) にたいして、新たに SSM05 データの分析結果を付加し、議論をした、前稿のいわば続編である。ほとんどの読者は前稿をご覧いただいていないとおもわれるので、行論の必要上前稿をリポートした部分が少なくない。読者におかれては、この点、了とされたい)。

1.1 格差社会と教育？

いうまでもなく、昨今、現代日本社会について、格差社会として論ずる議論が盛んである。とくに、本稿では、階層と教育、さらにその変化について、ある一つの、視点 (仮説) を提示してみたい。

周知のように、荻谷剛彦は、昨今の格差社会論の中心的な論者の一人であり、階層と教育の関連について、特に中心的な論者である。彼の議論の枠組みを借りると、わたしのいいたいことが、比較的わかりやすくなるとおもう。荻谷 (2004) によると、日本の戦後社会は、階層論・教育論の視点から、おもに、二つのフェーズに分けることができる。第一は、階層の形成過程としてのフェーズであり、第二は、第一のフェーズによって形成された階層を前提とするところの階層の再生産のフェーズである。

彼の学力低下論は、おもに、後者のフェーズに照準しており、ここにおいて、学力ならびに学習習慣の形成が、「低い階層ほど、より低く」なっている事実が見いだせる、という。そこから、彼は、教育を媒介にした階層の再生産が生じているとみている。

わたしの仮説も荻谷同様、戦後日本社会における「フェーズの移行」に関わる。しかし、ここでわたしが、提起してみたい仮説は、階層と勉強にかんして、荻谷派をはじめとする学界 (「研究者=学者」たちの世間) では、ほとんど言及されていないように思えるものである。それはすなわち；

戦後日本社会において、時代が経過するにつれて、「「ウチの学力は、まあ、こんなものだろう」という主観的認知が進行し、それに応じて (学力が高いならそれだけ高く、低いなら無理して勉強しても割にあわないのでそれほど高くなく)、子どもにも勉強を期待する」とでもいうような、「「教育ゲーム¹⁾」における「学力」の主観的認知が、完了に近づき²⁾、それに応じて親が期待する子どもの「勉強」の度合が影響された」という仮説である。この仮説を「教育ゲームにおける、学力の主観的認知完了による勉強期待」仮説、と呼んでみよう。もしこの仮説が成立していると、時代が経るにつれて「収入・職業威信などを統制したうえでの、本人学力→子どもへ

の教育意識」の影響力の強さは増加する、という反証可能な予測をたてることができる（*）。

これは通常の格差論とは、すこし毛色のことになった仮説である。通常の教育に関する格差論においては、経済的であれ、学歴であれ、親の階層によって、子供の勉強や学力が影響される度合が強くなってきたと考えられていると思われる。そこでは、もし、親の階層差が存在しなかったら、低階層家庭であっても、高階層家庭とより近似した子供の学力になるはずだという暗黙の反実仮説がともなわれており、それによるある種の「不当性」が含意されているように感じられる。それに対して、本仮説は、当事者の主観にたっただけで言えばいわば「合理的（利害に即した）選択」に近い。「ウチは勉強得意だから（/苦手だから）、勉強がんばらせよう（/勉強に無駄な努力をさせないようにしよう）」という仮説である。

二つ注意点をあげたい。第一は、わたしは、荻谷派の仮説を特に否定するつもりはない、ということである。とくに否定する気はないが、それ以外の看過されているメカニズムもあるのではないかと探求したいわけだ。第二は、論理的には、わたしのこの仮説は、他のほとんどの格差化をめぐる諸仮説と独立であるということである。他の説明仮説もしくは本仮説がデータに対する説明力を100%もってしまう場合以外は、本仮説と他の諸仮説が、双方成立することは論理的には排除されない。

1.2 先行研究の検討

さて、以下では、「勉強にかんする階層差を実証した」とする研究を、すこしみてみよう。

はたして、それは、われわれの「教育ゲームにおける、学力の主観的認知完了による期待勉強」仮説を、反証するものだろうか。

まず、荻谷の2004年の論文（荻谷剛彦、志水宏吉編 2004）からみてみよう。ここにおいては、小中学生の「生活と学習についての意識」が調査され、荻谷のいう「社会階層」と学業達成・学力との関連が分析されている。

しかし、荻谷自身が明言しているように「残念ながら、この調査には、直接、児童・生徒の出身階層をとらえる質問項目は含まれていなかった」（荻谷 2004: 150）。そのため「社会階層の代理指標として、児童・生徒の基本的生活習慣に着目し、それがペーパーテストの正答率に及ぼす影響が1989年と2001年とでどのように変化したのかを調べた」（荻谷 2004: 150）ものである。

文化階層の指標として「読み聞かせ」、基本的生活習慣の指標として「朝食をたべる」などの変数が採用されている。自分の子どもの生得的学力能力が「高い」と親が認知していれば、その子の学力が顕在化するよう、学校での勉学が順調にいくように、「読み聞かせ」したり「朝食をたべさせたり」するだろう。逆であれば、そのような面倒なことをしないということもありうるだろう。

むしろ、われわれにとって、興味深いのは、これらの「読み聞かせ」や「朝食をとる」といった変数自体である。すなわち、これは、「手間」はかかるが、金銭的なコストはあまりかからない。すなわち、「経済的階層」で不利であったとしても、もし親が「自分の子どもには学力があると認知していれば」、十分可能な「投資」である。しかし、それが、なされたりされなかったりしている。そして、それによって、子ども自身の勉強努力やペーパーテストの点数が影響されている。この点、われわれの仮説の傍証として解釈しえても、反証とはいえない。

ここで、荒牧草平（2002）が、（おそらく彼自身の意図とは独立に）われわれの問題意識からみてとても興味深い指摘をしている。

彼も現代高校生に関して同様なアンケート調査をおこなった。「父親の職業がホワイトカラー職であるか否かを区別するダミー変数を用いた分析は、われわれのデータでも可能である。」（荒牧 2002: 10）とのべ、「階層の指標として「父親の職業と母親の学歴を用いる場合」「父親の職業と父親の学歴を用いる場合」の2パターンでも分析を試みた」（荒牧 2002: 10）のである。その「分析結果」はとても興味深い。後者のパターンでは「両親の学歴を使用した場合と比べ出身階層の効果が弱く検出され、モデルの適合度も悪かった。」（荒牧 2002: 10）「具体的には、学習時間に対する出身階層の直接効果も消え、内発的学習態度に対する階層の効果はモデルM1においても検出されなかった」（荒牧 2002: 20）というのである。

もちろん、ここから、決定的なことはなにもいえないが、子どもの学習時間や内発的学習態度には、父親の職業（だけの独立な効果としては）はあまり影響をあたえていないことを推測させるだろう。

2 方法と対象

以上のようにかんがえ、SSM95 のデータの分析を試みた。ただし、前稿執筆時には「95」のみ公開されているため、前稿での分析は以下のような限定されたものとどまった。

SSM95 の A 票の回答を分析した。

まず、従属変数として「子供に高い教育をうけさせるのがよい」という意見への賛否を採用した。問・答・単純集計パーセントは以下のとおり、

「問 42 〔回答票 35〕子どもの教育について次のような意見があります。それぞれについて、あなたはどのように思われますか。

1(ア)そう思う 2(イ)ややそう思う 3(ウ)あまりそう思わない 4(エ)そう思わない 9 わからない のパーセントを表示)

a 子どもにはできるだけ高い教育を受けさせるのがよい

1, 26.2. 2, 29.9. 3, 29.8. 4, 11.1. 9, 3.0. 」

また、SSM95A では、（親）本人の学力に関する設問として、

「全員に聞く

問 10(1) 〔回答票 8〕あなたが最後に行かれた（または現在行かれている）学校は次のどちらにあたりますか。中退も卒業と同じ扱いでお答えください。

1	(ア) 旧制尋常小学校	2.0
2	(イ) 旧制高等小学校	5.2
3	(ウ) 旧制中学校・高等女学校	3.7
4	(エ) 実業学校	1.1
5	(オ) 師範学校	0.2
6	(カ) 旧制高校・専門学校・高等師範学校	0.8
7	(キ) 旧制大学	0.3
12	(ク) 新制中学校	16.4
13	(ケ) 新制高校	47.2
14	(コ) 新制短大・高専	6.7
15	(サ) 新制大学	15.2
16	(シ) 新制大学院	1.3
19	わからない	0.1

「問 13 〔回答票 11〕 中学校 3 年の頃、あなたの成績はクラスや学年の中でどれくらいだったと思われますか。次の中からあてはまるものを選んでください。

1	(ア) 上の方	12.3
2	(イ) やや上の方	16.1
3	(ウ) 真ん中のあたり	38.1
4	(エ) やや下の方	11.3
5	(オ) 下の方	4.1
8	非該当	13.1
9	わからない	5.1

「問 14 〔回答票 12〕 高校についてお答えください。

(3) また、同じ学年のうちどのくらいの割合の人が短大や大学に進学しましたか。

1	(ア) ほぼ全員	10.0
2	(イ) 半数以上	14.3
3	(ウ) 半数以下	27.0
4	(エ) ほとんどいない	14.9
8	非該当	29.5
9	わからない	4.3

以上三つの設問が存在する。第一の「問 10(1) 本人最終学歴」を、「新制」に限定し、また、「問

13 中学時の成績」から、回答「8. 非該当」「9. わからない」を除外し、反転させた。「問 14(3) 高校の進学割合」では「9. わからない」を除外し、反転させた。こうした以上三つの変数を主成分分析にかけてみた。

3 結果

3.1 結果その1:95年データ分析

以下がその結果である。

表1 学力関連変数の主成分分析. 共通性

	共通性	
	初期	因子抽出後
新制学歴	1.000	.679
rev中成績89除く	1.000	.509
rev進学割合89除く	1.000	.670

因子抽出法：主成分分析

表2 学力関連変数の主成分分析. 説明された分散

説明された分散の合計

成分	初期の固有値			抽出後の負荷量平方和		
	合計	分散の %	累積 %	合計	分散の %	累積 %
1	1.858	61.925	61.925	1.858	61.925	61.925
2	.676	22.548	84.474			
3	.466	15.526	100.000			

因子抽出法：主成分分析

表3 学力関連変数の主成分分析. 成分行列

成分行列^a

	成分
	1
新制学歴	.824
rev中成績89除く	.713
rev進学割合89除く	.819

因子抽出法：主成分分析

a. 1 個の成分が抽出されました

以上のように、第一主成分が抽出でき、その固有値は1をうわまわり、この成分によって、分散の61.925%が説明できることがわかった。

この第一主成分を、「新制学力」成分と（あくまで暫定的・約定的に）なづけ、その成分得点を各個人にあてた。

この「新制学力」成分の各人の得点と、さらに、「性別」「満年齢」「世帯収入」「職業威信スコア」らを独立変数とし、上述の間42「子供に高い教育」を、従属変数とする、線形重回帰分析をおこなった。結果は、以下のとおりであった。

表4 回帰分析. モデルの要約

モデルの要約				
モデル	R	R2 乗	調整済み R2 乗	推定値の標準誤差
1	.309 ^a	.096	.092	.91473

a. 予測値: (定数)、職業威信スコア, 満年齢, 新制学力 REGR factor score
1 for analysis 5, 世帯年収万円単位, 性別。

表5 回帰分析. 諸係数

モデル		係数 ^a				
		非標準化係数		標準化係数		有意確率
		B	標準誤差	ベータ	t 値	
1	(定数)	1.628	.152		10.731	.000
	新制学力 REGR factor score 1 for analysis 5	.144	.026	.149	5.601	.000
	性別	-.071	.053	-.037	-1.326	.185
	満年齢	.020	.002	.233	8.802	.000
	世帯年収万円単位	.000	.000	.104	3.867	.000
	職業威信スコア	.000	.000	.051	1.833	.067

a. 従属変数 rev子ども教育意識高く除9

3.2 結果その2 : 05年データ分析

前稿執筆公表後、SSM2005(以下 05)のデータが利用可能になったので、上記と同様な分析を、SSM05のデータでおこなってみた。

SSM05 の留置 A 票の回答を分析した。

まず、従属変数として「子供に高い教育をうけさせるのがよい」という意見への賛否を採用した。問・答・単純集計パーセントは以下のとおり、

「問 17 子どもについて、あなたはどのように思いますか。

ア) 子どもにはできるだけ高い教育を受けさせるのがよい

1	そう思う	20.3%
2	どちらかといえばそう思う	41.0%
3	どちらかといわばそう思わない	18.2%
4	そう思わない	14.2%
9	DK, NA	6.2%

また、SSM05 では、(親) 本人の学力に関する設問・変数として、

「SSM 学歴

1	中学	16.6%
2	高校	55.9%
3	高専	0.3%
4	短大	7.8%
5	大学	18.0%
6	大学院	1.2%
8	学歴なし(未修了)	0.1%
9	わからない	0.1%

「問 14 中学 3 年生のとき、あなたの成績は学年の中でどれくらいでしたか。この中からあてはまるものを選んでください。

1	上の方	10.9%
2	やや上の方	19.6%
3	真ん中のあたり	46.3%
4	やや下の方	14.9%
5	下の方	6.0%
9	DK, NA	2.3%

問 18(4) あなたの(高校の)同級生のなかで、大学や短大に進学した人はどのくらいいましたか。

1	ほぼ全員	10.7%
---	------	-------

2	7～8割	12.5%
3	半数くらい	12.6%
4	2～3割	26.2%
6	ほとんどいない	15.8%
8	非該当	17.2%
9	DK, NA	5.0%

」

以上三つの設問・変数が存在する。「問 14 中学 3 年生時の成績」から、回答「9 DK, NA」を除外し、反転させた。「問 18(4)高校の進学割合」では「8 非該当」「9 DK, NA」を除外し、反転させた。

まず、前述と同様、親本人の「学力」とでもよべる主成分の析出を試みた。結果は以下のとおり、

表6 学力関連変数の主成分分析. 共通性

共通性

	初期	因子抽出後
S5M学歴除89	1.000	.701
rev中学成績除89	1.000	.457
rev大学等への進学率除89	1.000	.687

因子抽出法：主成分分析

表7 学力関連変数の主成分分析. 説明された分散

説明された分散の合計

成分	初期の固有値			抽出後の負荷量平方和		
	合計	分散の %	累積 %	合計	分散の %	累積 %
1	1.846	61.518	61.518	1.846	61.518	61.518
2	.722	24.070	85.587			
3	.432	14.413	100.000			

因子抽出法：主成分分析

表8 学力関連変数の主成分分析. 成分行列

成分行列^a

成分

1

SSM学歴除89	.837
rev中学成績除89	.676
rev大学等への進学率除89	.829

因子抽出法：主成分分析

a. 1 個の成分が抽出されました

以上のように、第一主成分が抽出でき、その固有値は1をうわまわり、この成分によって、分散の61.518%が説明できることがわかった。

この第一主成分を、「SSM 学力」成分と（あくまで暫定的・約定的に）なづけ、その成分得点を各個人にあたえた。

前稿分析と同様、各人のこの「SSM 学力」成分の得点と、さらに、「性別」「満年齢」「世帯収入」「職業威信スコア」らを独立変数とし、上述の「子どもに高い教育」を、従属変数とする、線形重回帰分析をおこなった。結果は、以下のとおりであった。

表9 回帰分析. モデルの要約

モデルの要約

モデル	R	R2 乗	調整済み R2 乗	推定値の標準誤差
1	.307 ^a	.094	.091	.86324

a. 予測値：(定数)、問2d. 本人の仕事の内容, SSM学力 REGR factor score 1 for analysis 6, 問1 (2) 年 齢, 問1 (1) 性 別, 世帯年収万円。

分散分析^a

モデル		平方和	自由度	平均平方	F 値	有意確率
1	回帰	103.112	5	20.622	27.675	.000 ^b
	残差	994.070	1334	.745		
	合計	1097.182	1339			

a. 従属変数 rev子どもにはできるだけ高い教育除9

b. 予測値：(定数)、問2d. 本人の仕事の内容, SSM学力 REGR factor score 1 for analysis 6, 問1 (2) 年 齢, 問1 (1) 性 別, 世帯年収万円。

表10 回帰分析. 諸係数

係数^a

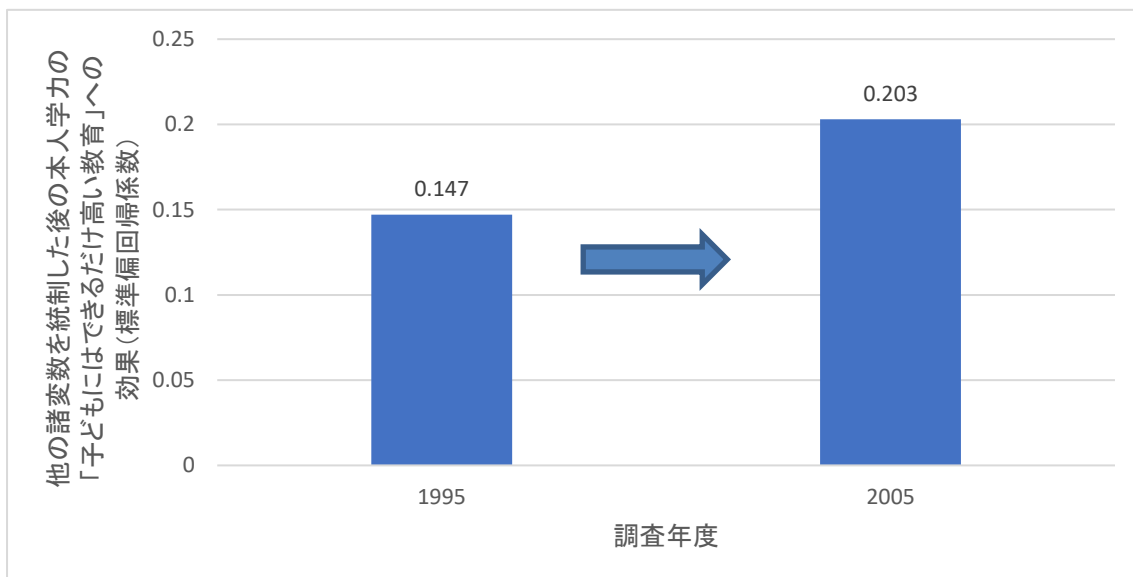
モデル	非標準化係数	標準化係数	t 値	有意確率
-----	--------	-------	-----	------

		B	標準誤差	ベータ		
1	(定数)	2.352	.130		18.133	.000
	SSM学力 REGR factor score 1 for analysis 6	.180	.024	.203	7.483	.000
	問1 (1) 性別	-.173	.049	-.096	-3.516	.000
	問1 (2) 年齢	.015	.002	.201	7.490	.000
	世帯年収万円	.000	.000	.047	1.700	.089
	問2d. 本人の仕事の内容	-7.032E-5	.000	-.032	-1.133	.258

a. 従属変数 rev子どもにはできるだけ高い教育除9

親本人の「学力」の、「子どもにはできるだけ高い教育」への影響力（ベータ）が、95年データの値「0.147」（1%有意）に比べると05年データの値（「.203」（1%有意）は増加している。上記（*）は支持されたといえそうである。グラフ化すると以下となる。

図1 他の諸変数を統制した後の本人学力の「子どもにはできるだけ高い教育」への効果



4 追加分析

以上のような結果を、第90回日本社会学会大会で、口頭発表させていただいた。そこで、非常に啓発的なコメントをちょうだいした。深く感謝する。それは、わたしがここで比較している二つの年のデータそれぞれでの「子どもにはできるだけ高い教育」に対する回答肢の「分布」を示せ、というものであった。上記のような95年データと05年データとの違いはそもそも従属変数の分布の違いに由来するもので上記のような解釈は苦しいのではないか、ということであった。

この疑義に答えるため、二つの年のデータそれぞれでの「子どもにはできるだけ高い教育」に対する回答肢の分布についての記述統計量を以下に示す。

表11 SSM95における、「子どもの教育意識：高い教育」の記述統計量
統計量

子どもの教育意識：高い教育

度数	有効	2574
	欠損値	0
平均値		2.27
中央値		2.00
最頻値		2
標準偏差		.982

表12 SSM95における、「子どもの教育意識：高い教育」の度数分布
子どもの教育意識：高い教育

		度数	パーセント	有効パーセント	累積パーセント
有効	そう思う	695	27.0	27.0	27.0
	ややそう思う	793	30.8	30.8	57.8
	あまりそう思わない	791	30.7	30.7	88.5
	そう思わない	295	11.5	11.5	100.0
	合計	2574	100.0	100.0	

表13 SSM05における、「子どもの教育意識：高い教育」の記述統計量
統計量

問17.7) 子どもにはできるだけ高い
教育を受けさせるのがよい

度数	有効	2651
----	----	------

欠損値	0
平均値	2.28
中央値	2.00
最頻値	2
標準偏差	.969

表14 SSM05における、「子どもの教育意識：高い教育」の度数分布
問17.7) 子どもにはできるだけ高い教育を受けさせるのがよい

		度数	パーセント	有効パーセント	累積パーセント
有効	1	574	21.7	21.7	21.7
	2	1160	43.8	43.8	65.4
	3	515	19.4	19.4	84.8
	4	402	15.2	15.2	100.0
	合計	2651	100.0	100.0	

以上のように従属変数の分布は、95年において「平均値 2.27」「標準偏差 .982」であるのに対して、05年においては「平均値 2.28」「標準偏差 .969」と、大きな違いはなく、ベータの値の違いがここに由来するとはかんがえにくい。

(蛇足ながら、日本社会学会大会での拙発表において、筆者は、重回帰分析の結果数値につき小さくない計算ミス(統計ソフトの操作ミス)をしていた。上記のコメントに答えるために再分析するにあたって、それに気づき、本稿の結果においては致命的なミスを避けることができた。上記コメントに深く感謝する。)

5 議論

今後の探求にむけていくつかの議論を試みて本稿を閉じたい。

すでに述べたように、本稿における、統計的論証のロジックは、

「「教育ゲーム¹⁾」における「学力」の主観的認知が、完了に近づき²⁾、それに応じて親が期待する子どもの「勉強」の度合が影響された」という仮説である。この仮説を「教育ゲームにおける、学力の主観的認知完了による勉強期待」仮説、と呼んでみよう。もしこの仮説が成立していると、時代が経るにつれて「収入・職業威信などを統制したうえで、本人学力→子どもへの教育意識」の影響力の強さは増加する、という反証可能な予測をたてることができる(*)。 (本稿自己引用)であった。

これはよく言及される格差論とは、すこし毛色のことになった仮説であった。通常の教育に関する格差論においては、親の階層によって、子供の勉強や学力が影響される度合が強くなってきた

と考えられているだろう。もし、親の階層差が存在しなかったら、低階層家庭であっても、高階層家庭とより近似した子供の学力になるはずだという暗黙の反実仮想がともなわれており、それによるある種の不当性が含意されているように感じられるのであった。それに対して、本仮説は、当事者の主観にたっただけで言えばいわば「合理的（利害に即した）選択」に近いのであった。「ウチは勉強得意だから（/苦手だから）、勉強がんばらせよう（/勉強に無駄な努力をさせないようにしよう）」という仮説であった。

いうまでもなく上記の「もしこの仮説が成立している」との前部分と後ろ部分との間には、おそらく数え切れないほどの「暗黙の（それほど暗黙でないのを含めて？）前提」が、埋まっているだろう。

筆者としては、認知の自己中心化バイアスによって、この諸前提に無感覚になりやすいであろうから、ぜひこの点読者諸賢のご指摘を仰ぎたい。

とはいえ、筆者としてでさえすぐ気になる前提がある。上記のロジックには、調査回答者さんたち当事者たちに「学力の遺伝性」についての正の信念（「学力は遺伝する」）がある程度は存在する、という前提というが埋まっている可能性（というか高い蓋然性）があるということである。

筆者としては、この「蓋然性」はおそらく、存在すると見積もっている。そして、その蓋然性が存在することの経験的な検証さえも可能であると見積もっている。ぜひ、ちかいうちにこの点の経験的な検証を試みたい。

* * *

以上と一見非常に類似しているように見えるが、じつは異なっているポイントが存在するように感じられる。それは、本稿では、95年調査での統計分析結果と05年での分析結果が異なっているが、それについて、本稿でいう「主観的認知がより完了へと近づいた」というよりも、むしろ、「学力の遺伝性」への「信念（信頼）」が、当事者のあいだで、この10年の間でたかまったからではないか、という解釈（#）もありうるのではないかと、ということである。本稿の段階では、この解釈（#）をまったく棄却できそうもないと、筆者は感じる。

ただ、回答者さんたちの間では、本稿のメイン解釈とこの解釈（#）とは、かなり混交している（分別されていない）とも予感される。

また、プラグマティックにあって、本稿のメイン解釈とこの解釈（#）を、研究者が分別することにどれほどの（コストに比しての）生産性があるかも自信がない。

が、いずれにせよ、論理的には、本稿のメイン解釈とこの解釈（#）が異なることはたしかなので、ここで明記し備忘としたい。

* * *

方法論上（分析作業上）のポイントも多々ありうるだろう。まずは、本稿はただ二回の調査時点を比較したものであった。残念ながら、SSMのヨリ昔の設問には、同様に設問が見いだせなかった。また、筆者はSSMプロジェクトのメンバーではないため、SSM2015の設問を未だ閲覧できていない。SSM2015の設問が公開されたらすぐに確認したい。他のデータセットの利用を含め、改善を

模索したい。

* * *

本稿では、ある一つの変数（設問）への効き具合を比較することに終始した。この点でも他の変数でも同様な分析ができないか、模索したい。

[付記]

前稿は既発表紀要論文を以下誌の査読プロセスを経て修正し新たに発表したものである。修正に際しては、匿名の査読者からのご指摘に大いに啓発された。感謝いたします。『研究論文集－教育系・文系の九州地区国立大学間連携論文集』の編集委員会ならびに事務局の関係者の皆様に感謝いたします。

〔二次分析〕に当たり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJ データアーカイブから、「[1995年SSM調査, 1995] (2005SSM研究会データ管理委員会)」「[2005年SSM日本調査, 2005] (2005SSM研究会データ管理委員会)」の個票データの提供を受けました。ここに記して感謝いたします。

[注]

- 1) 当事者たちが、彼(女)らの主観的認知にもとづいて、教育へのなんらかの意味での投資が、割に合うと感じて投資したり、割に合わないと感じて投資しなかったりする、社会的ゲームを、ここでは「教育ゲーム」と呼んでみよう。
- 2) 学力の主観的認知が完了に近づく、とは、みずからの家族の学力について（まだわからない状態から）わかった（と主観的に思う）状態へと近づくことである。当事者たちに暗黙に前提されている「学力」概念が、一種の当初は潜在的な能力であるとしたら、それは「顕在」化した（と思念されれば）あとは、それについての認知は完了したと思念されるだろう。

[文献]

- 荒牧草平, 2002, 「現代高校生の学習意欲と進路希望の形成：出身階層と価値志向の効果に注目して」『教育社会学研究』71
- 樋田大二郎・ほか, 編著 2000, 『高校生文化と進路形成の変容』学事出版
- 荻谷剛彦, 2001, 『階層化日本と教育危機：不平等再生産から意欲格差社会』有信堂高文社
- 荻谷剛彦・志水宏吉編, 2004, 『学力の社会学：調査が示す学力の変化と学習の課題』
- 近藤 博之, 1998, 「閾値モデルによる教育機会の分析」岩本健良編『教育機会の構造(1995年SSM調査シリーズ；第9巻)』大阪大学人間科学部近藤研究室
- 片岡 栄美, 1998, 「教育達成におけるメリトクラシーの構造と家族の教育戦略：文化投資効果と校外教育投資効果の変容」近藤博之編『教育と世代間移動（1995年SSM調査シリーズ；第

10 卷)』大阪大学人間科学部近藤研究室

近藤博之, 1999, 「メリトクラシー仮説と教育機会の趨勢」『社会学評論』50(2)

村澤昌崇, 1998, 「誰が学歴に重きを置くのか: 階層と学歴意識の関連構造の分析」岩本健良編
『教育機会の構造(1995 年 SSM 調査シリーズ ; 第 9 卷)』大阪大学人間科学部近藤研究室

大前敦巳, 1998, 「学歴獲得様式における意識構造」近藤博之編『教育と世代間移動(1995 年 SSM
調査シリーズ ; 第 10 卷)』大阪大学人間科学部近藤研究室

桜井芳生 (筆者自身), 2010, 「教育ゲームにおける, 学力の主観的認知完了による勉強期待」仮
説」『研究論文集—教育系・文系の九州地区国立大学間連携論文集』4(1)

邦文要約

筆者は、×× (2010) において日本戦後社会における格差と教育について一つの仮説を提起した。昨今よく議論される格差社会の問題、とくに、格差と教育に関して、いわゆる学界ではほとんど言及されていないとおもわれる一つの仮説を提起した。すなわち、「教育ゲームにおける、学力の主観的認知完了による勉強期待」仮説、である。もしこの仮説が成立していると、時代が経るにつれて「収入・職業威信などを統制したうえでの、本人学力→子どもへの教育意識」の影響力の強さは増加する、という反証可能な予測をたてることができる。前稿 (×× 2010) においては、SSM95 データのみが筆者にとって利用可能だったため、統計的分析は間接的なものに終わった。この度、SSM05 データの分析が可能になり、上記の仮説の直接的検証が可能となった。分析の結果、予想に即した結果を得た。最後に、数点にわたって、このアプローチの今後の課題を指摘した。

キーワード：教育，学力，教育投資

欧文要約

"Hypothesis of study expectation by subjective recognition of academic ability in educational games" part 2: Validation by data after 10 years

SAKURAI, Yoshio
Kagoshima University
yoshiosakuraig@gmail.com

The author raised a hypothesis about disparities and education in the post war Japanese society in xx (2010). I raised a hypothesis about the problem of disparity society which is often discussed recently, especially concerning disparity and education, which is thought to be rarely mentioned in so-called academic circles. That is, "hypothesis of study expectation due to subjective recognition of academic achievement in educational games". If this hypothesis is established, we can make predictions that as the time passes, the strength of the influence of "personal academic ability - educational awareness for children after controlling income and occupational prestige etc." will increase. In the previous article (xx 2010), since only SSM 95 data was available to the author, the statistical analysis was indirect. Analysis of SSM 05 data became possible, and direct verification of the above hypothesis became possible. As a result of the analysis, we obtained results that were in line with expectations. Finally, I pointed out the future challenges of this approach over several points.

Keywords: education, academic ability, educational investments