

「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

桜井芳生

(要約) 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する。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、学知的コミュニケーション圏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→子供への教育意識」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。SSM95 データにより、この影響力の強さがどう変化するかを分析した。予想に即した結果を得た。最後に、主に二点にわたって、このアプローチの今後の課題を指摘した。

キーワード：格差、教育、学力、SSM、教育投資

1. イントロダクション

(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、苅谷剛彦は、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、私のいいたいことが、比較的わかりやすくなるとおもう。

苅谷によると、日本の戦後社会は、階層論・教育論の視点から、おもに、二つのフェーズにわけることができる。

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。

(2) 仮説の提示

ここで、私は、階層と勉強にかんして、学知的コミュニケーション圏（「研究者＝学者」たちの世間＝学界）では、ほとんど言及されていない（ように思える）一つの仮説を提起してみたい。それはすなわち；

戦後日本社会において、苅谷のいう「第一フェーズ」から「第二フェーズ」へ徐々に移行するにつれて、「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い）、子供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供の「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。

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。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。それに対して、本仮説は、当事者の主観にたっ言えればいわば「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、筆者は、苅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、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。

(3) 先行研究の再検討

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、苅谷 2004 (苅谷剛彦, 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、苅谷のいう「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、苅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」(苅谷 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」(苅谷 2004:150) ものである。

したがって、本稿の仮説にたいしては、この調査は何ら決着的意義をもたない。なぜなら、このような社会階層の代理変数としての「文化階層」(苅谷 2004:130) 自体が、本稿の「二回弱教育ゲームを行ったがゆえに、自分たちの生得的学力能力を解ってしまったと主観的に認知した」結果である可能性を排除できないからだ。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。自分の子供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「自分の子供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、子供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。

おもうに、苅谷説とわれわれの仮説について、直裁に親の「経済的」階層、親の（主観的に認知された）学力、子供（の主観的に認知された）学力、親の学業成績、子供の学業成績を、計測しないかぎりには、実証的決着は困難である。なぜなら、親と子の主観的に認知された学力、親の学歴、をコントロールしても、親の経済的階層が、子供の勉強努力やテストの点数に正の影響をあたえていたら、しかもそれが、第一フェーズから第二フェーズにむけて、影響力を増大させていたら、苅谷説は支持されるだろう。しかし、いうまでもなく、われわれの仮説が反証されたわけではない。

他方、親の経済的階層をコントロールしても、親の学歴・学業成績・主観的に認知された学力・子供についての主観的に認知された学力が、子供への教育投資や子供自身の努力に正の影響をあたえていたら、しかも、前者の度合が低い階層が後者に影響を与える度合が第一フェーズから第二フェーズにかけて減少していたら、我々の仮説は支持されるだろう。しかし、また、これ自体は、苅谷説を反証するわけではない。

ここで、荒牧 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」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、子供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、「95」のみ公開されているため、分析は以下のような限定されたものにとどまった。

SSM95 の A 票の回答を分析する。

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、あなたはどう思われますか。

(注：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)

1 2 3 4 9

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、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（または現在行かされている）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、この項目（回答番号）を「反転」させた。また、「問 13 中学時の成績」から、回答「8. 非該当」「9. わからない」を除外した。「問 14(3) 高校の進学割合」では「9. わからない」を除外し、「8. 非該当」を「5」に再コード化した。こうした以上三つの変数を主成分分析にかけてみた。統計ソフトウェアは SPSS13.0J を使用した。

3. 結果（その1）

以下がその結果である。

共通性

	因子抽出後	
	初期	後
学歴反転	1.000	.672
進学割合5	1.000	.672
中学3年の成績	1.000	.510

因子抽出法: 主成分分析

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	1.854	61.804	61.804	1.854	61.804	61.804
2	.676	22.544	84.348			
3	.470	15.652	100.000			

因子抽出法: 主成分分析

成分行列(a)

	成分
	1
学歴反転	.820
進学割合5	.820
中学3年の成績	.714

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61.804%が説明できることがわかった。

この第一主成分を、「学力」因子となづけ、その因子得点を各個人にあたえた。

この「学力」因子と、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、以下の通りである。

回帰

モデル集計

モデル	R	R2 乗	調整済み R2 乗	推定値の 標準誤差
1	.311(a)	.096	.093	.914

a 予測値: (定数)、職業威信スコア, 満年齢, 学力, 世帯収入, 性別。

係数(a)

モデル		非標準化係数		標準化係 数	t	有意確率
		B	標準誤差	ベータ		
1	(定数)	3.511	.162		21.667	.000
	学力	.141	.026	.147	5.543	.000
	性別	.076	.054	.040	1.426	.154
	満年齢	-.020	.002	-.229	-8.578	.000
	世帯収入	-.034	.008	-.110	-4.066	.000
	職業威信スコ ア	.000	.000	-.056	-2.001	.046

従属変数: 子どもの教育意識: 高い教育

4. 議論 (その1)

以上のように、自分の「子供に高い教育」を施そうとかがえるかどうかにかんしては、「性別」「年齢」「世帯収入」「職業意識」をコントロールしても、本人の学力が「プラス」の影響をあたえていることを確認できる。

この分析結果は興味ぶかい。まずは、通常の「親の階層によって、子供の勉強が影響されている」という知見が、ここでも確認される。「子供に高い教育」は点数が「1」が「そう思う」であった。それにたいして、「収入」「職業威信スコア」は、値が大きいほど、度合も大きい。よって、標準偏回帰係数ベータの符号が「マイナス」であるのは、階層（収入・職業威信）が高い親ほど、「子供にたかい教育を」と考えていることを示すか

らだ。

しかし、さらに、この分析は興味深い。上述の意味での「階層」（収入・職業威信）を、コントロールしてもなお、親の「学力」は「子供に高い教育を」に影響を与えている。両質問（回答）の点数の振り方から、これは正の影響関係である（学力の低い親ほど、子供に高い教育をと考えない。逆は逆）。

ただし、ここまでは、好意的に解釈すると、苅谷学派の知見と同断である。（ただし、このような「親の「学力」階層の子供の勉強への影響」を、「親の階層「一般」の子供の勉強への影響」へと、拡大解釈する苅谷学派の傾向に警戒したいのだが）。

さて、わたしは、以上のような「親の、経済的・職業的・学力的階層が、子供への教育意識に影響をあたえている」とする知見にとくに反対したいわけではない（それは、上の分析からしても明らかだ）。

筆者が、本稿で、指摘したいのは、この傾向にいわば平行して、すくなくとも、もう一つのメカニズムがあるのではないかと指摘したいのであった。

すなわち、戦後日本社会において、苅谷のいう「第一フェーズ」から「第二フェーズ³⁾」へ徐々に移行するにつれて、「「ウチの学力は、まあ、こんなものだろう」。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）、子供にも勉強を期待する」とでもいうような、「「教育ゲーム」における「学力」の主観的認知が完了に近づき、それに応じて親が期待する子供の「勉強」の度合が影響されるようになった」という仮説なのであった。

さて、上述の仮説がただしいとすると、「むかし（戦後第一フェーズ）は、「みんなが一樣に」、自分の子供には高い教育を施そう」と考えていた（すなわち、「親」の学力は子供の教育意識はあまり影響しない）のが、戦後第二フェーズに進行していくにつれて、「うちの家族が高い学力を持っていそうならそうしようとするし、そうでないならそうしようしない」（親の学力が子供の教育への意識へと影響力をつよめる）というように変化してきたという反証可能な予測ができるだろう。この予測は、上述のように「他の諸変数をコントロールしたもとの、「親の学力→子供への教育意識」の標準偏回帰係数（上の「ベータ」）」が、時期が経るにつれ

て「増加」していくとして、実証にかけることができる。しかし、残念ながら、SSM データは、「95（年）」しか、公開されていない。そのため、ここでは、次善の策として、コーホート（以下では、満年齢の5歳区分）ごとに、この「他の諸変数をコントロールしたもとの、「親の学力→子供への教育意識」の標準偏回帰係数（上の「ベータ）」が、どのように変化しているかを見えてみることにした。

5. 結果（その2）

以上のとおりかんがえて、満年齢を5歳ごとに区切って、上の重回帰分析をおこなった。以下がその結果である。

（1）「年齢÷5＝4（余り切り捨て）」（20歳～24歳、以下同様）のケース（1971～1975年生まれ）

	非標準化係数		標準化係数	t	有意確率
	B	標準誤差	ベータ		
(定数)	6.795	5.572		1.220	.231
学力	.305	.154	<u>.346</u>	1.988	.055
性別	.255	.297	.142	.860	.396
満年齢	-.172	.248	-.114	-.694	.492
世帯収入	-.084	.045	-.311	-1.858	.072
職業威信スコア	.000	.001	-.043	-.271	.788

従属変数: 子どもの教育意識: 高い教育

(2) 「年齢 ÷ 5 = 5」 のケース (1966~1970 年生まれ)

		非標準化係数		標準化係数	t	有意確率
		B	標準誤差	ベータ		
	(定数)	3.061	1.439		2.127	.036
	学力	.206	.070	<u>.275</u>	2.966	.004
	性別	.011	.161	.006	.067	.947
	満年齢	.000	.055	-.001	-.006	.995
	世帯収入	-.061	.023	-.246	-2.653	.009
	職業威信スコア	.000	.000	.033	.346	.730

従属変数: 子どもの教育意識: 高い教育

(3) 「年齢 ÷ 5 = 6」 のケース (1961~1965 年生まれ)

		非標準化係数		標準化係数	t	有意確率
		B	標準誤差	ベータ		
	(定数)	5.740	1.518		3.782	.000
	学力	.128	.064	<u>.159</u>	1.994	.048
	性別	-.272	.172	-.155	-1.582	.116
	満年齢	-.065	.048	-.106	-1.365	.174
	世帯収入	-.091	.024	-.292	-3.733	.000
	職業威信スコア	.000	.000	-.023	-.235	.815

従属変数: 子どもの教育意識: 高い教育

(4) 「年齢 ÷ 5 = 7」 のケース (1956~1960 生まれ)

		非標準化係数		標準化係数	t	有意確率
		B	標準誤差	ベータ		
	(定数)	3.756	1.622		2.315	.022
	学力	.194	.059	<u>.251</u>	3.310	.001
	性別	.115	.140	.067	.819	.414
	満年齢	-.027	.046	-.044	-.592	.555
	世帯収入	.003	.028	.008	.105	.916
	職業威信スコア	-.001	.000	-.150	-1.797	.074

従属変数: 子どもの教育意識: 高い教育

(5) 「年齢 ÷ 5 = 8」 のケース (1951~1955 生まれ)

		非標準化係数		標準化係数	t	有意確率
		B	標準誤差	ベータ		
	(定数)	3.470	1.880		1.845	.066
	学力	.119	.061	<u>.138</u>	1.952	.052
	性別	.057	.129	.031	.444	.658
	満年齢	-.020	.045	-.030	-.442	.659
	世帯収入	-.049	.023	-.150	-2.132	.034
	職業威信スコア	.000	.000	-.028	-.387	.699

従属変数: 子どもの教育意識: 高い教育

(6) 「年齢 ÷ 5 = 9」 のケース (1946~1950 年生まれ)

		非標準化係数		標準化係数	t	有意確率
		B	標準誤差	ベータ		
	(定数)	2.675	1.976		1.354	.177
	学力	.175	.070	<u>.169</u>	2.498	.013
	性別	.049	.135	.025	.361	.718
	満年齢	-.011	.043	-.017	-.263	.793
	世帯収入	.005	.024	.015	.219	.827
	職業威信スコア	.000	.000	-.034	-.483	.629

従属変数: 子どもの教育意識: 高い教育

(7) 「年齢 ÷ 5 = 10」 のケース (1941~1945 年生まれ)

		非標準化係数		標準化係数	t	有意確率
		B	標準誤差	ベータ		
	(定数)	3.770	2.509		1.503	.135
	学力	.184	.091	<u>.167</u>	2.009	.046
	性別	.390	.165	.203	2.355	.020
	満年齢	-.036	.051	-.055	-.703	.483
	世帯収入	-.007	.028	-.021	-.262	.793
	職業威信スコア	-.001	.001	-.105	-1.256	.211

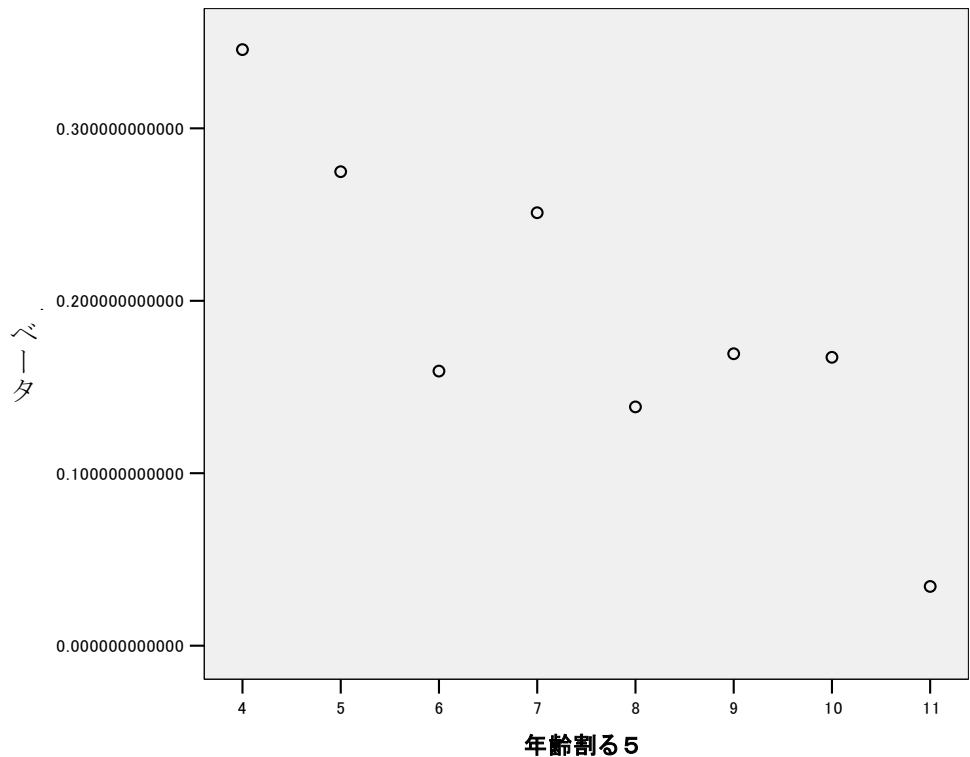
従属変数: 子どもの教育意識: 高い教育

(8) 「年齢 ÷ 5 = 11」 のケース (1936~1940 年生まれ)

		非標準化係数		標準化係数	t	有意確率
		B	標準誤差	ベータ		
	(定数)	1.004	3.499		.287	.775
	学力	.047	.117	<u>.034</u>	.399	.690
	性別	.222	.189	.109	1.178	.241
	満年齢	.010	.063	.013	.158	.875
	世帯収入	.012	.027	.038	.445	.657
	職業威信スコア	.000	.001	-.008	-.085	.932

従属変数: 子どもの教育意識: 高い教育

以上のケースの値を横軸に、そのケースでの標準偏回帰係数ベータを縦軸にとって、散布図を描くと、以下の通りになった。



これは、明らかに、年齢が大きくなるほど、ベータの値が小さくなる傾向を示しているように感じられる。

この「傾向」を見やすくするため、線形回帰分析にかけてみた。異なったサンプル集団（コーホートごとに分割されているので）を回帰分析をかけることは、統計的には問題なくはない。しかし、ここでは、たんに、上図の散布図を見やすくするという目的のためである。この目的をわすれなければ問題ないとかんがえる。横軸の年齢集団を、出生年集団（5年間）（1900年代シモ二桁）とした。そのため、横軸が左右逆転した。が、鏡像に

なったのみで上図と全く同じである。
結果は以下のとおり。

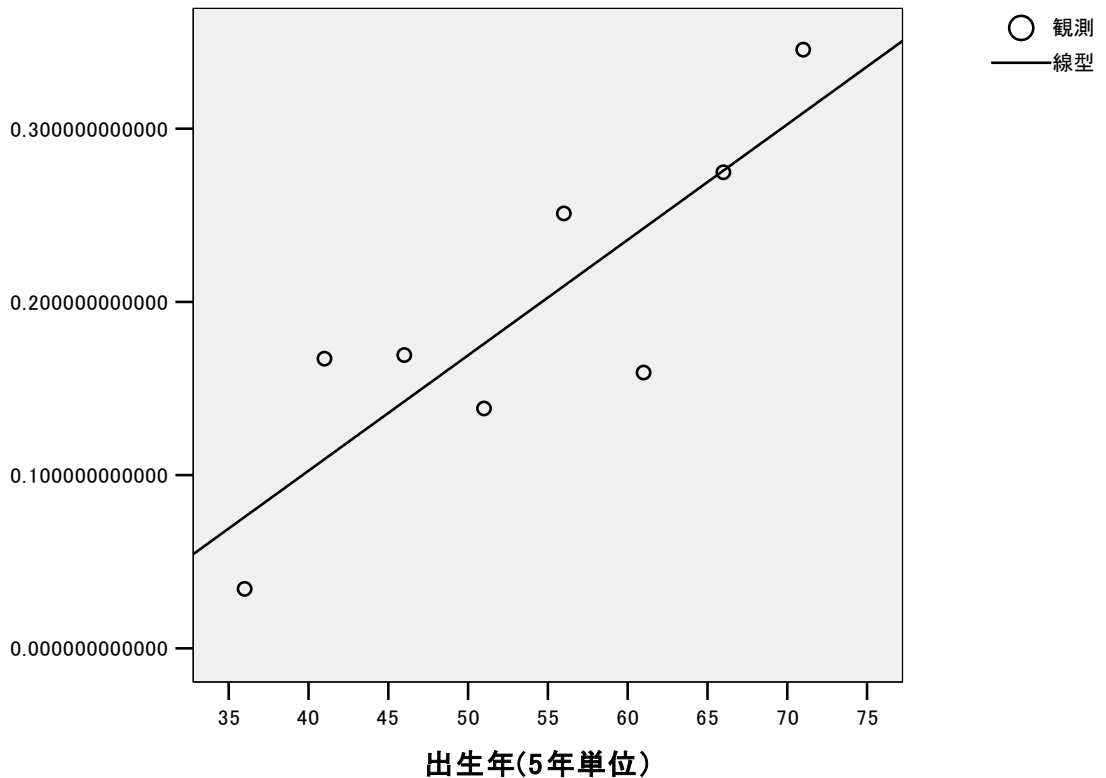
モデルの要約とパラメータ推定値

従属変数: 標準偏回帰係数ベータ

方程式 (等式)	モデルの要約					パラメータ推定値	
	R ² 乗 (決定係数)	F	df1	df2	有意確率	定数	b1
線型 (1次)	.730	16.248	1	6	.007	-.164	.007

独立変数は 出生年(5年単位) です。

標準偏回帰係数ベータ



このように「 R^2 乗値=.730」という高い値でもって、上の散布図は、線形増加関係として代表できる。

6. 議論（その2：結論）

以上のように、本仮説から予想されたとおり、世代が経るにつれて「収入・職業威信などを統制したうえでの、本人学力→子供への教育意識」の影響力の強さは、増加している。この点では、仮説は支持されたといえる。

本稿の議論をまとめ、課題を確認しよう。

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、学
知的コミュニケーション圏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、
であった。筆者は、苅谷派の仮説を特に否定するつもりはない。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、と探求したのであった。論理的には、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。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。

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→子供への教育意識」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。ただし、SSM
データは、95年調査の一つしか利用できなかった。そのため、次善の策と
して、コーホートごとに、この影響力の強さがどう変化するかを分析した。
予想に即した結果を得た。この限りで、仮説は支持された。

いうまでもなく、この仮説には、課題が未だ多い。

第一は、データと仮説とを結ぶリンクにかんしてである。筆者は反証主
義の立場にたつので、あるデータによって、ある仮説の「検証」が完了す
る、とはかんがえない。ある仮説から反証可能な予測を導出しそれが反証
されないかぎり暫定的に仮説を保持する、とする。本稿の作業はその意味
で反証可能であったが反証されなかった、というものだ。しかし、とはい
え、他の諸仮説と比べて、本仮説の経験的吟味の度合が格段に低いのは否
めない。本稿での統計的「結果」も他の仮説を支持するものとして解釈可
能かもしれない。仮説の初発的提起としての本稿ではいたしかたないが、
本稿に甘んぜずに本仮説の経験的吟味を続けていきたい。

第二は、データの制約である。一時点調査のサンプルを、年齢集団ごと
にわけて分析し、そこになんらかのパターンがみいだされてとしても、い
うまでなく、それが「コーホート効果」によるものか「加齢効果」による
ものか「時代効果」によるものかの判別は非常に困難である。本仮説にお
いては、むしろ異時点の調査において、分析対象者の年齢を、「子供の教
育適齢期（自分の子供の教育に意思決定を迫られる年齢）」にそろえて分
析するのがふさわしい。しかし、ここでは、SSMの「95年」のデータしか

利用できなかった。ぜひ、他の調査年のSSMデータの公開をおねがしたい。また、他のデータの利用も模索したい。

【註】

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。

3) まさに、いわれるところの「第二フェーズ」になるに応じて、上記註2)で述べたウチの家族に学力についての(主観的)認知が、進行していった、と筆者は考えているのである。したがって、厳密には、苅谷のいう「第二フェーズ」と「事実上」呼応しているだけであって、彼のいう「第二フェーズ」の「論理的」ストーリーと筆者の議論は、さしあたり「論理的には独立」である。

【謝辞】

データの二次分析に当たり、東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センターSSJデータアーカイブから「1995年SSM調査」(1995年SSM調査研究会)の個票データの提供を受けました。両機関に感謝申し上げます。

本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するものである。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 一教育系・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。

【参考文献】

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』巻号 71 日本教育社会学会

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
苅谷剛彦 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

苅谷剛彦, 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：文化投資効果と学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巻)』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』巻号 50(2) 日本社会学会

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巻)』大阪大学人間科学部近藤研究室

大前 敦巳「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巻)』大阪大学人間科学部近藤研究室

sakurai.yoshio@nifty.com