

教育意識の再生産

—子どもが勉強する環境に対する意識と子どもに望む学歴に注目して—

青山祐季・田中あずさ・中村一磨
(東北大学 教育学部)

1. 問題の所在と本論の目的

本論の目的は、親の教育意識がその子どもにどのように影響するのか、またその子どもが親になったときに持つ教育意識に影響を与えるのかどうかを明らかにすることである。なお、ここで扱う教育意識とは、親が自分の子どもに対してどのような学歴を望み、その達成のためにどのような教育環境を与えたいと考えるのかという教育意識のことである。文部科学省の「今後の高等教育の在り方に関する意見聴取」では、『家庭の経済的文化的環境による高等教育進学機会の格差が見られる。』（文部科学省、『今後の高等教育の在り方に関する意見聴取—長野県教育委員会からの御意見』）との見解が示されている。つまり、親の所得(経済的要因)や学歴(文化的要因)が高いほど、子の高等教育を受ける機会が高いということである。親の所得が子の教育に与える影響は中野(2008)によっても指摘されている。また、荻谷(1995)や三輪(2008)によると、子への影響は親の所得(経済的要因)よりも学歴(文化的要因)の方が重要である。

さらに、片岡(1997, 2001, 2009)によると、文化資本は蓄積されていくという。文化資本とは教育意識を含む広義の文化資本の定義を用いれば、教育意識は歴史的に家庭に蓄積されていき、再生産されると考えられる。

そこで、我々は親の学歴・所得・教育意識とその子どもの学歴・教育意識を調べ、それらの影響がどのようなつながりを持つのかを明らかにする。それによって、現代の日本社会で問題となっている教育の格差問題が成立する原因を探り、ひいてはそれらの格差を減らしていくための方法を提案していきたいと考える。また、片岡(2001)によると男女による文化資本の相続に差があると指摘されていたため、男女による差についても明らかにしたい。

2. 仮説

2.1 親の学歴と所得が、親の教育意識へ与える影響

親の教育意識は、親の学歴や所得によって影響を受けていると考える。というのは、親の学歴が高ければ、自分と同じような、もしくはそれより高い学歴を望み、親の所得が高ければ、経済的な余裕から、子の教育環境を整えやすいと考えられる。即ち、親の学歴と

所得が高いほど、子への教育意識が高くなると考えられる。また、先にも述べたように、荻谷(1995)や三輪(2008)によると、親の所得などの経済的要因よりも、親の学歴などの文化的要因の方が、子の教育へ与える影響が大きいという。

以上から、以下のような仮説を立てた。

〈仮説 1〉「親の最終学歴・所得が高いほど、親の教育意識は高くなる。また、所得よりも最終学歴のほうがその影響は大きい。」

2.2 親の学歴と所得が、子の学歴へ与える影響

先に述べたように、親の学歴や所得が高いほど、子の高等教育を受ける機会が高いといわれている。『東大生の子どもを持つ親の所得は日本の大学では一番高い水準にあるという。…必然的に、親の所得の高い家庭の子どもが受ける教育は、その質、量の面で所得の低い家庭の子どものそれを凌駕する。』（中野 2008, 「検証格差拡大社会」: 193-194）という文章は、正にこの傾向を示している。さらに、高等教育を受けるためには高い学力が必要となるから、荻谷(1995)が言うように、親の学歴・所得が良いものであるほど子どもの学力が高くなるということは、親の学歴や所得が高いほど子の高等教育機会が拡大することを示している。よって、親の最終学歴・所得が高いほど、子の最終学歴も高くなると考えられる。

また、親の教育意識も高いほど、子の学歴も高くなると考えられる。というのは、子が親の高い教育意識を受けて高い学歴を獲得しやすいと考えられるからだ。

以上から、〈仮説 1〉と合わせ、親の学歴や所得が、子の学歴に直接影響しているのではなく、親の教育意識を媒介して影響を与えているのではないかと考え、以下のような仮説を立てた。

〈仮説 2〉「親の最終学歴・所得が高いほど、子の最終学歴も高くなる。そこには、親の教育意識が関連している。」

2.3 親の教育意識が、子の教育意識へ与える影響

〈仮説 1〉〈仮説 2〉をあわせると、「学歴や所得が高いほど、親の教育意識は高くなり、子の学歴も高くなる。」ということになる。学歴や所得の再生産は、多くの文献で指摘されていることから、学歴や所得の再生産の裏には、教育意識の再生産が伴っていると考えた。つまり、「学歴や所得が高いほど、親の教育意識は高くなり、子の学歴が高くなり、子の教育意識も高くなる。」ということである。

以上から、以下のような仮説を立てた。

〈仮説 3〉「親の教育意識が高ければ、子の教育意識も高くなる。そこには、子の最終学歴が関連している。」

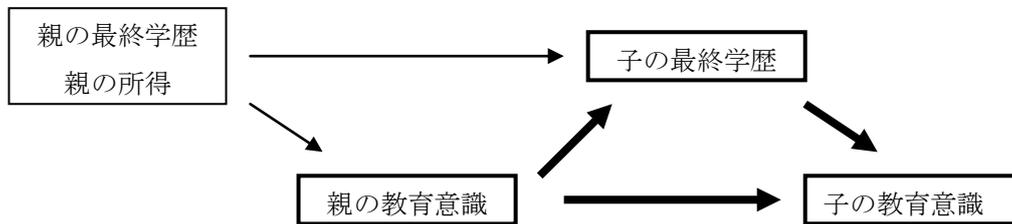


図1：仮説の概念図

3. データと方法

3.1 データ

今回の調査は、「若年者のライフスタイルと意識に関する調査」という調査名で、2011年7月に東北大学教育学部・教育学実習と山形大学地域教育文化学部・社会調査演習が中心となって行った。日本全国の20-39歳の非学生の男女から、郵送法によって回答を得た。計画サンプルサイズは500、有効回収数は447、回収率は89.4%であった。

3.2 用いるデータ項目

今回は、図2のように回答者とその周辺の設定をした。

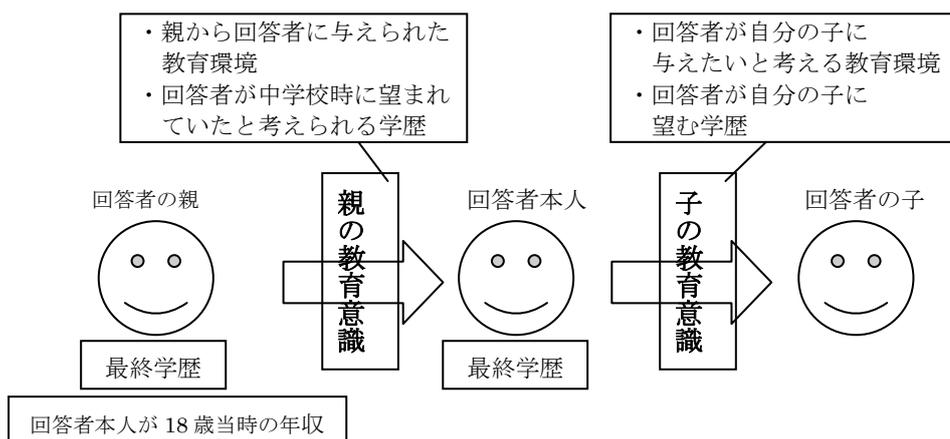


図2：変数の概念図

〈仮説1〉

- X: ・ 父親の最終学歴
 ・ 回答者が18歳時の家庭年収¹

¹ 回答者の親の学歴については父と母に分けて調査したが、多重共線性の恐れがあるため、より相関が強い父親学歴の

- Y: ・問 21 中学校時に親に望まれた最終学歴
・問 23 就学段階別の家庭の教育環境

〈仮説 2〉

- X: ・父親の最終学歴
・回答者が 18 歳時の家庭年収(〈仮説 1〉と同様の理由で採用.)
Y: ・回答者の最終学歴
Z: ・問 21 中学校時に親に望まれた最終学歴
・問 23 就学段階別の家庭の教育環境(よく勉強しろと言われた etc)

〈仮説 3〉

- X: ・問 21 中学校時に親に望まれた最終学歴
・問 23 就学段階別の家庭の教育環境
Y: ・問 37 子どもに望む最終学歴
・問 40 回答者が望む教育環境(自分の子どもには勉強するように言う etc)
Z: ・回答者の最終学歴

なお、問 37 や問 40 は、実際は子どもがいない回答者からも、子どもがいるという仮定の下で回答を得た。

3.3 分析におけるデータ分割

分析結果を分かりやすくするため、学歴については、大学・大学院の場合は「大卒以上」、中学校・高校・専門学校・高専・短期大学の場合は「大卒以下」とした。「大卒以上」と「大卒以下」に分割することで、高い学歴と考えられる高等教育とそれ以外を比較する。

また、収入に関しては尺度として年収を用いた。600 万円を基準として、「600 万円以下」「600 万円以上」で分けた。これに関しては、「600 万円」の基準で分けると、ちょうど半分程度でサンプルが分かれるため、その基準を採用した。

また、学歴・年収とも「その他」「分からない」の回答は欠損値扱いとした。

3.4 変数

回帰分析や、パス解析の際の従属変数として用いるために、変数の変換を行った。

・学歴

学歴は教育年数とダミー変数を用いた。

教育年数：中学→9 高校→12 専門学校・高専・短大→14

ほうを用いる。なお、小学校時の家庭年収も調査したが、18 歳児の家庭年収との相関が 0.816 と高かったため、記憶の新しいと思われる 18 歳時の家庭年収を採用した。

大学→16 大学院前期→18 大学院後期→21²
大卒ダミー変数：「大卒以下」→0 「大卒以上」→1

・収入(年収)

年収は、回答の中間値を取った。

Ex: ~200万円→100万円, 400~600万円→500万円

・教育環境(問 23・問 40)

対象者が受けてきた子の教育環境(問 23)に関しての積極的・肯定的な選択肢は、それぞれの就学別段階で 11 個³ずつ設定した。また、自分の子に望む教育環境の希望(問 40)に関しての積極的・肯定的な選択肢は、それぞれの就学段階で 9 個⁴ずつ設定した。当てはまる選択肢一つにつき 1 点として、当てはまる数をそれぞれの就学段階別に合計し、点数化した。合計点数が高いほど教育意識が高いと考えた。

なお、「その他」「特になし」は欠損値扱いとした。

3.5 分析方法

各仮説の検証のためにそれぞれ、

- ①クロス集計表を作り要因間の関連の有無を調べる。
- ②エラボレーションを行い、要因間の関連のタイプを調べる。
- ③パス解析により要因間の関連の強さを調べる。

²父学歴と母学歴では大学院を前期後期に分けずに質問したため 18 年とする。

³問 23 については、回答者が親から受けた教育をもとに、

- ・「親によく勉強しなさいといわれた」
- ・「テストの結果を親はよく気にかけていた」
- ・「学校の宿題を親に手伝ってもらっていた」
- ・「進学の際、親とよく話し合った」
- ・「親に新聞を読むように勧められた」
- ・「親に本を読むように勧められた」
- ・「親に手伝いをしろとよく言われた」
- ・「家庭内で勉強するとき、親は協力的だった」
- ・「寝る時間や起きる時間を決められていた」
- ・「テレビを長時間見ていると親から注意された」
- ・「ゲームを長時間やっていると親から注意された」の 11 項目について解答してもらった。

⁴問 40 については回答者の、自分の子に対する教育態度をもとに、

- ・「勉強するように声をかける」
- ・「テストの結果をよく気にかける」
- ・「学校の宿題をみてあげる」
- ・「進学についてよく話し合う」
- ・「新聞を読むように勧める」
- ・「本を読むように勧める」
- ・「お手伝いをさせる」
- ・「子どもが家庭内で勉強する際には、集中できる環境を作る」
- ・「学校での成績をよく気にかける」の 9 項目について解答してもらった。

の3つを行う。

また、親や回答者を男女で分けた比較や、子どもの有無による比較なども行う。

4. 分析結果

4.1 主要変数の分布

主要変数の基本統計量は以下の結果になった。

4.1.1 本人学歴、父学歴、母学歴、18歳当時の年収の相対度数

表1：本人学歴、父学歴、母学歴、18歳当時の年収の相対度数

	全体	男性	女性	子どもなし
相対度数(数値は列パーセント)				
本人学歴				
中学校(9年)	1.6	1.3	1.8	1.6
高校(12年)	18.6	20.6	16.7	16.2
専門学校・高専・短大(14年)	25.1	12.6	37.8	22.9
大学(16年)	47.9	54.3	41.9	51.6
大学院前期(18年)	5.8	9.9	1.8	6.7
大学院後期(21年)	0.7	1.3	0.0	1.0
大卒以外	0.5	0.3	0.6	0.4
大卒以上	0.5	0.7	0.4	0.6
父学歴				
中学校(9年)	10.2	10.2	10.2	
高校(12年)	36.5	38.3	34.6	
専門学校・高専・短大(14年)	10.0	8.7	11.2	
大学(16年)	40.4	39.3	41.5	
大学院(20年)	2.9	3.4	2.4	
大卒以外				
大卒以上	56.7	57.3	56.1	
	43.3	42.7	43.9	
母学歴				
中学校(9年)	7.7	7.2	8.2	
高校(12年)	48.6	52.7	44.4	
専門学校・高専・短大(14年)	26.1	25.1	27.1	
大学(16年)	17.6	15.0	20.3	
大学院(20年)	0.0	0.0	0.0	
大卒以外	82.4	85.0	79.7	
大卒以上	17.6	15.0	20.3	
18歳当時の収入				
100万円	4.0	4.7	3.2	
300万円	16.0	14.2	18.1	
500万円	30.3	31.3	29.3	
700万円	24.6	24.6	24.5	
900万円	10.8	11.8	9.6	
1100万円	14.3	13.3	15.4	
600万円以下	50.4	50.2	50.5	
600万円以上	49.6	49.8	49.5	

4.1.2 教育意識

・教育環境

回答者が親から受けた教育環境

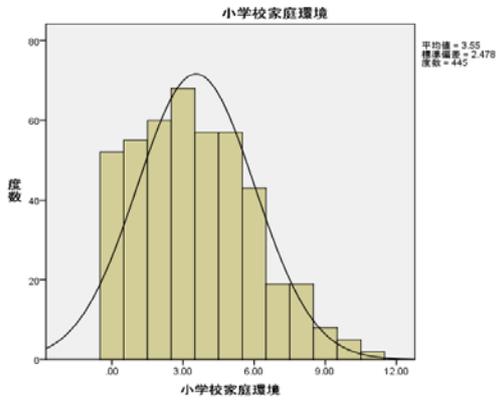


図3 回答者が親から受けた小学校時の教育環境

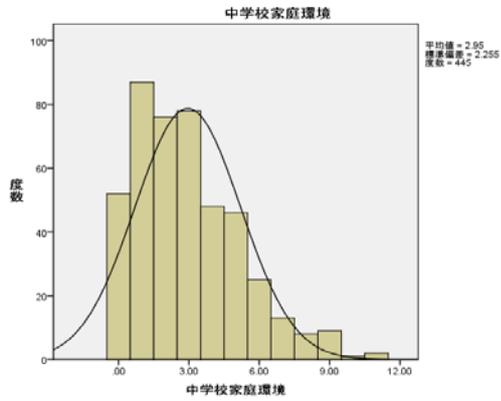


図4 回答者が親から受けた中学校時の教育環境

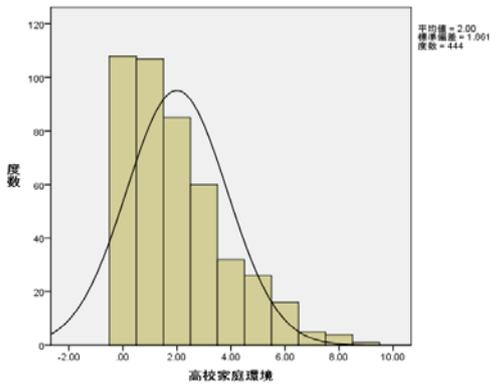


図5 回答者が親から受けた高校時の教育環境

回答者が子に望む教育環境

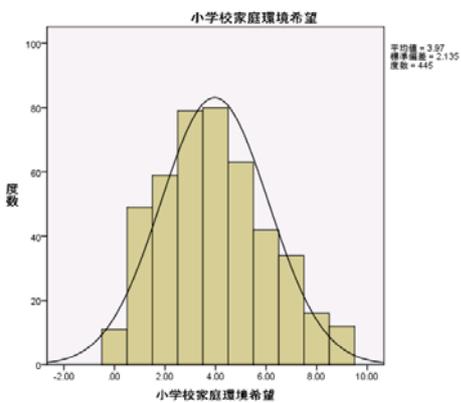


図6 回答者が子に望む小学校時の教育環境

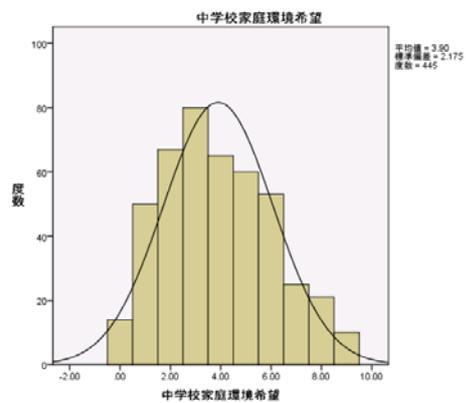


図7 回答者が子に望む中学校時の教育環境

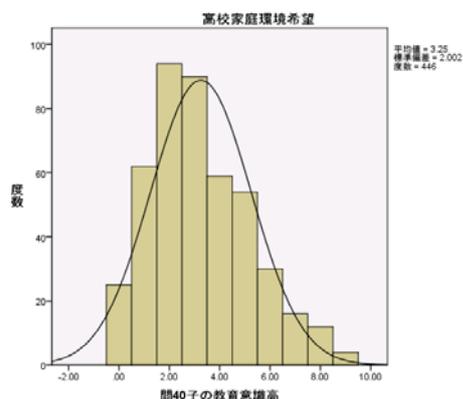


図 8 回答者が子に望む高校時の教育環境

・希望学歴

表 2 希望学歴の相対度数

希望学歴				
a)親に望まれた最終学歴				
中学校(9年)	0.5	0.9	0.0	0.6
高校(12年)	18.4	15.7	21.2	17.9
専門学校・高専・短大(14年)	9.7	4.7	14.7	9.4
大学(16年)	69.6	77	62.2	70.1
大学院(20年)	1.8	1.8	1.8	1.9
大卒以外	28.6	21.3	35.9	27.9
大卒以上	71.4	78.8	64	72
b)子に望む最終学歴				
中学校(9年)	0.0	0.0	0.0	0.0
高校(12年)	8.8	8.6	8.9	10.3
専門学校・高専・短大(14年)	9.9	8.6	11.3	8.5
大学(16年)	77.8	78.2	77.4	77.4
大学院(20年)	3.5	4.6	2.4	3.8
大卒以外	18.7	17	20	19
大卒以上	81.3	83	80	81

4.1.3 分布の傾向

回答者の学歴に関しては、大卒が全体の 50%ほどを占めている。男性と女性の大卒者の割合は、男性のほうが 10%ほど高くなっている。回答者の父親・母親の学歴は明らかな違いが見られる。父親の大卒割合は約 50%であるのに対して、母親の大卒割合は約 20%程度と低い。

年収は、600 万円を境に、それ以下とそれ以上でちょうど二分されている。

教育環境の分布では、小学校→中学校→高校と段階が上がっていくにつれて、合計点数の平均が低くなり、棒グラフが左にシフトしていく様子が分かる。つまり、段階が上がるにつれて親は子の教育について放任的になっていく。

希望学歴の分布では、望まれた学歴・望む学歴ともに大卒以上が圧倒的に多い。

4.2 〈仮説1〉「親の最終学歴・所得が高いほど、親の教育意識は高くなる。また、所得よりも最終学歴のほうがその影響は大きい。」の検証

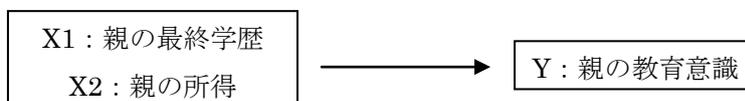


図9 仮説1の概念図

4.2.1 「教育意識」を問23の「教育環境」とした検証

4.2.1.1 全体で分析した結果

親の教育意識を小学校段階、中学校段階、高等学校段階に分け、それぞれを従属変数とし、独立変数に父親の学歴と18歳当時の所得の2つを設定して分析を行った。

父親の学歴を教育年数、18歳当時の年収を回答の中間値として分析した結果が表3である。

表3 学校段階ごと教育環境の決定要因に関する重回帰分析結果(教育年数と年収中間値)

	小学校段階		中学校段階		高校段階	
	調整済決定係数	.016*	調整済決定係数	.008†	調整済決定係数	.010†
	決定係数	.022	決定係数	.013	決定係数	.016
	B	beta	B	beta	B	beta
切片	1.572		1.693		.717	
父学歴教育年数	.127*	.125	.108*	.118	.094*	.124
18歳当時の年収中間値	.001	.054	.000	-.036	.000	.004
	(N=366)		(N=366)		(N=365)	

注)**p<0.01, *p<0.05, †p<0.10(以下の表や図も同様。)

どの学校段階でも、父親の学歴との有意な相関がみられた。また、学校段階別に beta の値を比較すると、それぞれに大きな差はみられなかった。なお、年収との有意な相関はみられなかった。

父親の学歴を大卒以上ダミー変数、18歳当時の年収を600万円以上ダミー変数として分析した結果が、表4である。

表 4 学校段階ごと教育環境の決定要因に関する重回帰分析結果(学歴大卒以上ダミー変数と年収 600 万円以上ダミー変数)

	小学校段階		中学校段階		高校段階	
	調整済決定係数 決定係数 B	.017* .022 beta	調整済決定係数 決定係数 B	.007† .013 beta	調整済決定係数 決定係数 B	.007 .012 beta
切片	3.004		2.912		1.78	
父学歴大卒以上	.641*	.125	.536*	.116	.412*	.108
18 歳当時の年収 600 万円以上	.001	.058	.000	-.031	.000	.012
	(N=366)		(N=366)		(N=365)	

表 3 のときと同様に、それぞれ父親の学歴との有意な相関がみられた。しかしながら、こちら学校段階別に beta の値を比較すると、それぞれに大きな差はみられなかった。また、年収との有意な相関もみられなかった。

4.2.1.2 男女で分けて分析した結果

学歴を大卒以上ダミー変数とし、年収を 600 万円以上ダミー変数とした場合のみ男女で分けて分析した。

男性のみで分析した結果が、表 5 である。

表 5 男性のみ・学校段階ごと教育環境の決定要因に関する重回帰分析結果(学歴大卒以上ダミー変数と年収 600 万円以上ダミー変数)

	小学校段階		中学校段階		高校段階	
	調整済決定係数 決定係数 B	.010 .020 beta	調整済決定係数 決定係数 B	-.005 .006 beta	調整済決定係数 決定係数 B	.008 .018 beta
切片	3.125		2.851		1.498	
父学歴大卒以上	.372	.074	.285	.063	.316	.082
18 歳当時の年収 600 万円以上	.001	.101	.000	.027	.001	.087
	(N=194)		(N=194)		(N=193)	

男性のみで分析した結果、それぞれの学校段階において有意な相関はみられなかった。

女性のみで分析した結果が、表 6 である。

表 6 女性のみ・学校段階ごと教育環境の決定要因に関する重回帰分析結果(学歴大卒以上ダミー変数と年収 600 万円以上ダミー変数)

	小学校段階		中学校段階		高校段階	
	調整済決定係数	.022†	調整済決定係数	.018†	調整済決定係数	.006
	決定係数	.033	決定係数	.030	決定係数	.018
	B	beta	B	beta	B	beta
切片	2.789		2.926		2.092	
父学歴大卒以上	.910*	.176	.776*	.165	.474	.127
18 歳当時の年収 600 万円以上	.000	.027	-.001	-.081	.000	-.068
	(N=172)		(N=172)		(N=172)	

女性のみで分析した結果、小学校段階と中学校段階において、父親の学歴との有意な相関がみられた。また、beta の値を比較すると、中学校段階のときよりも、小学校段階の方がその影響力の強さが顕著である。なお、女性のみでの分析においても、それぞれ年収との有意な相関はみられなかった。

4.2.1.3 まとめ

全体の分析において、父親の学歴を教育年数、年収を中間値として分析した場合と、父親の学歴を大卒以上ダミー変数、年収を 600 万円以上として分析した場合のどちらも、それぞれの学校段階において父親の学歴との相関はみられたが、年収との相関はみられなかった。これは、教育環境に関する質問項目が「親によく勉強しなさいと言われた」や「テストの結果を親は気にかけていた」等の、所得にかかわらず実行できる項目であったためだと考えられる。

また、男性のみで分析した場合、どの学校段階でも有意な相関は見られなかったのに対して、女性のみで分析した場合、小学校段階と中学校段階における家庭環境と父親の学歴との有意な相関がみられた。ここから、女性の方は、義務教育段階で父学歴が教育環境の決定要因になっていることがわかる。また、beta の値を比較すると、中学校段階よりも小学校段階の方が若干その影響力は強いようだ。そして高校段階では、全く相関がみられなくなる。以上から、父が大卒以上の高い学歴を持っていると、両親が女性の子に高い教育環境を与えようとするが、その教育意識は学校段階が上がるにつれ薄れていくことがわかる。また、男性では全く有意な相関がみられなかったため、全体でみられた父親の学歴との相関は、女性の結果が強く影響していたことがわかった。

4.2.2 「教育意識」を問 21 の「親に望まれた学歴」とした検証

4.2.2.1 全体で分析した結果

従属変数の親の教育意識を、親に望まれた学歴(以下、希望学歴)として分析を行った。な

お、独立変数は4.2.1と同じものを用いた。

父親の学歴を教育年数，18歳当時の年収を回答の中間値として分析した結果が表7である。なお，ここでは従属変数の希望学歴も父親の学歴と合わせて教育年数とした。

表7 希望学歴の決定要因に関する重回帰分析結果(教育年数と年収中間値)

		希望学歴年数	
		調整済決定係数	.002
		決定係数	.009
		B	beta
切片		14.881	
父学歴教育年数		.052	.098
18歳当時の年収中間値		.000	-.012
(N=279)			

父親の学歴，年収ともに有意な相関はみられなかった。

父親の学歴を大卒以上ダミー変数，18歳当時の年収を600万円以上ダミー変数として分析した結果が表8である。なお，ここでは従属変数の希望学歴も父親の学歴と合わせて大卒以上ダミー変数とした。

表8 希望学歴の決定要因に関する重回帰分析結果(学歴大卒以上ダミー変数と年収600万円以上ダミー変数)

		希望学歴大卒以上	
		調整済決定係数	.152*
		決定係数	.157
		B	beta
切片		.373	
父学歴大卒以上		.257**	.284
18歳当時の年収600万円以上		.000**	.222
(N=359)			

父親の学歴と年収のそれぞれにおいて有意な相関がみられた。また，betaの値を比較すると，父親の学歴は.284，年収は.222となっており，父親の学歴の方がその影響力が大きいことがわかる。

4.2.2.2 男女で分けて分析した結果

4.2.1の時と同様に，学歴を大卒以上ダミー変数とし，年収を600万円以上ダミー変数とした場合のみ男女で分けて分析した。

男性のみで分析した結果が，表9である。

表 9 男性のみ・希望学歴の決定要因に関する重回帰分析結果(学歴大卒以上ダミー変数と年収 600 万円以上ダミー変数)

	希望学歴大卒以上	
	調整済決定係数	決定係数
	B	beta
切片	.415	
父学歴大卒以上	.215**	.257
18 歳当時の年収 600 万円以上	.000**	.278
		(N=191)

男性のみで分析した結果も、父親の学歴と年収のそれぞれにおいて有意な相関がみられた。しかしながら、beta の値を比較すると、全体の時とは反対に、父親の学歴よりも年収の方が希望学歴との関連が若干大きくなっていることがわかる。

女性のみで分析した結果が表 10 である。

表 10 女性のみ・希望学歴の決定要因に関する重回帰分析結果(学歴大卒以上ダミー変数と年収 600 万円以上ダミー変数)

	希望学歴大卒以上	
	調整済決定係数	決定係数
	B	beta
切片	.310	
父学歴大卒以上	.301**	.314
18 歳当時の年収 600 万円以上	.000*	.186
		(N=168)

女性のみで分析した結果も、父親の学歴と年収のそれぞれにおいて有意な相関がみられた。また、beta の値を比較すると、父親の学歴は.314、年収は.186 となっており、全体の時と同様に、父親の学歴よりも年収の方が希望学歴と関連があるが、全体の時よりもその関連の差は大きくなっていることがわかる。

4.2.2.3 まとめ

全体の分析において、父親の学歴を教育年数、年収を中間値として分析した場合は、全く相関がみられなかったのに対し、父親の学歴を大卒以上ダミー変数、年収を 600 万円以上として分析した場合は、父親の学歴と年収のそれぞれに相関がみられた。父親の学歴について、教育年数では出なかった相関が、大卒以上ダミー変数では相関があったことから、大卒以上の父親は子に大卒以上の学歴を強く望み、大卒以上以外の父親はそうではないことがわかる。これはすなわち、親の教育年数の増加に比例して教育意識も高くなるというわけではなく、中卒や高卒などの大卒以上以外の学歴の親と、大卒以上の学歴の親との間に教育意識の高さの差が存在しており、それぞれの中では特に差がないということである。

よって、親の学歴に関して、大卒以上の親は自分の子に自分と同じような大卒以上の学歴を望むという、高い教育意識を持つことがわかった。この結果から、親は自身の取得した学歴の再生産を望むということが理解できる。

以上から、父親の学歴と年収がそれぞれ希望学歴の決定要因となっていることがわかった。また、全体では年収よりも父親の学歴の方がその決定力が強いこともわかった。

男性のみの分析と女性のみの分析ともに、全体と同じように父親の学歴と年収で有意な相関がみられた。しかしながら、女性は全体と同様に父親の学歴の方が年収よりも決定力が大きく、父親の学歴の決定力の大きさは全体のときよりもかなり大きいものに対して、男性の方は、父親の学歴よりも年収の方が若干、決定力が大きいことがわかる。これは、4.2.1で分析したように、女性の方が父親の学歴が高いほど高い教育環境にあったことから、望まれた学歴も男性と比べて高い相関を得たと考えられる。

4.3 〈仮説2〉「親の最終学歴・所得が高くなるほど子の最終学歴も高くなる。そこには親の教育意識が関連している。」の検証

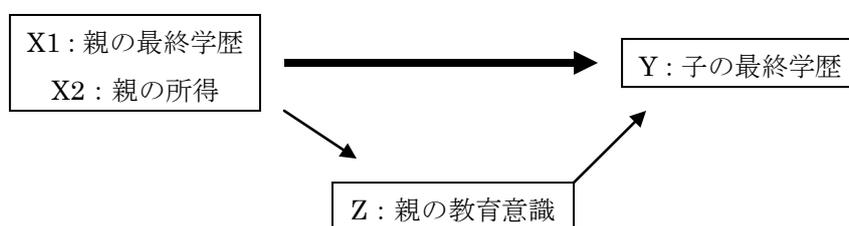


図10 仮説2の概念図

4.3.1 クロス集計表による分析の結果

4.3.1.1 クロス集計とエラボレーション

まず、親の学歴・所得と子の最終学歴で2x2のクロス集計表を作成しカイニ乗検定を行った。(クロス表は省略)用いる変数は、親の学歴・所得として①父学歴②母学歴③18歳時家庭年収、子の最終学歴として本人最終学歴を用いた。すると、全ての組み合わせで有意となり、親の学歴・所得と子の最終学歴は関連があることが分かった。

次に、第3変数として親の教育意識を導入して3重クロス集計表を作成し、エラボレーションによって、親の教育意識がどのような影響を与えているのかを分析する。

変数は、親の教育意識として親の学歴期待を用いる。また、前述の分析で母学歴よりも父学歴のほうが子の最終学歴との関連が強かったため、親の学歴の変数として父学歴を用

いる。

表 11 X=父学歴×Y=子の最終学歴×Z=親の学歴期待

親の学歴期待2分			最終学歴2分		合計
			大学以上	大学以下	
大学以上	父学歴2分	大学以上	122(76%)	38(24%)	160(100%)
		大学以下	75(66%)	39(34%)	114(100%)
	合計		197(72%)	77(28%)	274(100%)
大学以下	父学歴2分	大学以上	4(17%)	20(83%)	24(100%)
		大学以下	13(15%)	75(85%)	88(100%)
	合計		17(15%)	95(85%)	112(100%)
合計	父学歴2分	大学以上	126(68%)	58(32%)	184(100%)
		大学以下	88(44%)	114(56%)	202(100%)
	合計		214(55%)	172(45%)	386(100%)

・ エラボレーション

Z1=大学以上, Z2=大学以下 とおく

XY=0.476 XY:Z1=0.250 XY:Z2=0.071 XZ=0.676 YZ=0.869

XY:Z1≠XY:Z2<XY が成り立つので, TYPE5 と判定する

表 12 X=18歳時年収×Y=子の最終学歴×Z=親の学歴期待

親の学歴期待2分			最終学歴2分		合計
			大学以上	大学以下	
大学以上	18歳時家庭	600万円以上	123(75%)	40(25%)	163(100%)
	収入2分	600万円以下	71(64%)	40(36%)	111(100%)
	合計		194(71%)	80(29%)	274(100%)
大学以下	18歳時家庭	600万円以上	5(19%)	22(81%)	27(100%)
	収入2分	600万円以下	12(14%)	71(86%)	83(100%)
	合計		17(15%)	93(85%)	110(100%)
合計	18歳時家庭	600万円以上	128(67%)	62(33%)	190(100%)
	収入2分	600万円以下	83(43%)	111(57%)	194(100%)
	合計		211(55%)	173(45%)	384(100%)

・ エラボレーション

Z1=大学以上, Z2=大学以下 とおく

XY=0.468 XY:Z1=0.268 XY:Z2=0.147 XZ=0.637 YZ=0.080

XY:Z1≠XY:Z2<XY が成り立つので, TYPE5 と判定する

4.3.1.2 まとめ

表 11 と表 12 は 3 重クロス集計表とエラボレーションの結果を示したものである。エラボレーションのタイプはどちらも TYPE5 となった。仮説通りならば、エラボレーションは TYPE3 の additional effect になると思われていた。つまり、子の最終学歴に対して、親の最

終學歷・収入が直接与えている影響と、親の教育意識を媒介とした影響が併存していると考えた。

しかし、実際には TYPE5 の compound effect が成立している。TYPE5 は交互作用と間接効果の併存、または+と-の間接効果の併存である。

クロス集計表を見てみると、Z（親の教育意識）で分けられた層ごとにはっきりと傾向が違ってくる。親の學歷期待が「大学以上」の場合は、「父學歷が大学以上×最終學歷が大学以上」となる人が最も多く、「家庭年収が 600 万以上×最終學歷が大学以上」となる人が最も多い。また、全体的に子の最終學歷が「大学以上」となる割合が高い。一方、親の學歷期待が「大学以下」の場合には、「父學歷が大学以下×最終學歷が大学以下」となる人が最も多い。また、全体として子の最終學歷が「大学以下」となる割合が高い。これは、學歷期待が大学以上の場合、子の最終學歷に正の効果を与えていて、學歷期待が大学以下の場合に負の効果を与えている、つまり親の學歷期待は $X \rightarrow Y$ の条件付き効果になっていることが分かる。

なぜこのような傾向が現れるのか。教育意識が高ければ、子どもにはより高い學歷＝大学進学を望むであろうし、低ければ、大学へ行くかどうかは子どもの意志次第もしくは親が大学行かせないといったこともあるかもしれない。それがこの割合の差となって出てきていると考えられる。

ただ、親の學歷や収入が全く関係ないのかといえばそうとも言い切れない。それぞれの分けられた項目の中でも、學歷や収入によって 5%~10%ほどの差が見られる。もちろん、親の學歷や収入がよいほど子が大学に進学する割合は高くなっている。

1では、変数間にどのような関連があるかを確認した。2では、その関連の強さを分析するために重回帰分析を用いて分析していく。なお、親の學歷・所得と親の教育意識の関連の分析は 4.2 で実質分析してしまっているため、ここでは『親の學歷・所得と子の最終學歷』と『親の教育意識と子の最終學歷』の関連に絞って回帰分析を行う。

4.3.2 親の學歷・所得と子の最終學歷との単純関連

4.3.2.1 全体で分析した結果

初めに、親の學歷・所得と子の最終學歷について重回帰分析を行う。用いる変数については學歷を教育年数に、所得を中間値に変換して分析する。

表 13 子の最終学歴の決定要因に関する重回帰分析(教育年数と年収中央値)

子の教育年数		
	決定係数	.141
	調整済決定係数	.136
	B	beta
切片	11.325	
父親の教育年数	.177**	.237
18歳当時の年収	.000**	.238

(n=361)

父学歴と18歳時年収は統計的に有意となった。しかし、母学歴については有意な結果が得られなかった。子の最終学歴に影響を与えているのは主に父学歴と18歳時年収だということが分かる。また、父学歴と18歳時年収の効果の強さは同じ程度となっている。

続いて学歴と年収を、ダミー変数を用いて分析してみた。以下の表14がその結果である。

表 14 子の最終学歴の決定要因に関する重回帰分析(学歴大卒以上ダミー変数と年収600万円以上ダミー変数)

子学歴大卒以上		
	決定係数	.107
	調整済決定係数	.102
	B	beta
切片	.352	
父学歴大卒以上	.195**	.196
18歳当時の年収	.220**	.222

(n=351)

教育年数と所得中央値を用いたときと同様に、父学歴と18歳当時の年収は統計的に有意となったが、母学歴は有意とならなかった。また、ダミー変数を用いると父学歴よりも年収のほうが、子の学歴に強い効果を与えていることが分かる。

4.3.2.2 男女で分けて分析した結果

では男女別にして重回帰分析を行うとどのような結果が出るのだろうか。これも年数・中央値とダミー変数を用いて分析する。以下の表がその結果である。

表 15 男性のみ・子の最終学歴の決定要因に関する重回帰分析(学歴年数と年収中央値)

子の教育年数:男性		
	決定係数	.155
	調整済決定係数	.141
	B	beta
切片		
父親の教育年数	.155**	.200
18歳当時の年収	.000**	.278

(n=190)

表 16 女性のみ・子の最終学歴の決定要因に関する重回帰分析(学歴年数と年収中央値)

子の教育年数:女性	
決定係数	.157
調整済決定係数	.147
B	beta
切片	10.801
父親の教育年数	.200**
18歳当時の年収	.000**

(n=171)

表 17 男性のみ・子の最終学歴の決定要因に関する重回帰分析(学歴大卒以上ダミー変数と年収

600万円以上ダミー変数)

子学歴大卒以上:男性	
決定係数	.147
調整済決定係数	.138
B	beta
切片	.446
父学歴大卒以上	.221**
18歳当時の年収	.246**

(n=185)

表 18 女性のみ・子の最終学歴の決定要因に関する重回帰分析(学歴大卒以上ダミー変数と年収

600万円以上ダミー変数)

子学歴大卒以上:女性	
決定係数	.099
調整済決定係数	.088
B	beta
切片	.230
父学歴大卒以上	.194*
18歳当時の年収	.203**

(n=166)

父学歴と18歳時年収はいずれの表においても統計的に有意であり、子の最終学歴に与える効果を持つと見てよさそうである。

男性と女性の違いを比較すると、男性の最終学歴は、父学歴よりも18歳時の家庭年収のほうの影響を受けているのに対し、女性は、男性と比べてより父学歴の影響を受けやすくなっている。教育年数を用いた表を見ると、その傾向が端的である。

4.3.2.3 まとめ

学歴と年収のどちらも、子の教育に影響を与えていることが分かった。

主に子の最終学歴に関連しているのは、父学歴・18歳時年収であり、その関連の強さは場合によって変化するため、一概にどちらのほうが強いは言えない。例えば、男性の最終学歴では18歳時年収のほうが強効果を持ち、女性の最終学歴では、父学歴がより強い効果を持つ。これは、男性は、親の学歴に捕らわれずに家庭年収で賄える範囲内での進路選択が行われているのに対し、片岡(2001)でも女性のほうが家庭の文化資本を受け継ぎやすいと指摘されていたように、女性のほうは親の学歴と同程度の学歴を獲得することが望ま

れているということではないだろうか。

続いて、親の教育意識が子の最終学歴にどの程度の影響を与えているのかを分析する。

4.3.3 親の教育意識を問 21「親の学歴期待」とした場合

4.3.3.1 全体で分析した結果

ここでは、親の教育意識を「親の学歴期待」として、子の最終学歴と回帰分析を行う。また、上と同じように、ダミー変数と教育年数を用いてそれぞれ分析する。

表 19 子の最終学歴の決定要因に関する重回帰分析(教育年数)

子の教育年数	
決定係数	.243
調整済決定係数	.241
B	beta
切片	6.544
親希望学歴年数	.545**

(n=429)

表 20 子の最終学歴の決定要因に関する重回帰分析(学歴大卒以上ダミー変数)

子学歴大卒以上	
決定係数	.248
調整済決定係数	.246
B	beta
切片	.154
親希望学歴大卒以上	.548**

(n=429)

どちらの表においても、親の学歴期待は統計的に有意であり、関連の強さはかなり大きい値が出ている。親の教育期待が子の最終学歴の与える効果は強いと言えるだろう。

4.3.3.2 男女で分けて分析した結果

前述の分析を、男女に分けて行う。

表 21 男性のみ・子の最終学歴の決定要因に関する重回帰分析(教育年数)

子の教育年数:男性	
決定係数	.218
調整済決定係数	.215
B	Beta
切片	6.573
親希望学歴年数	.556**

(n=213)

表 22 女性のみ・子の最終学歴の決定要因に関する重回帰分析(学歴年数)

子の教育年数:女性		
	決定係数	.187
	調整済決定係数	.183
	B	beta
切片	6.857	
親希望学歴年数	.510**	.510

(n=216)

表 23 男性のみ・子の最終学歴の決定要因に関する重回帰分析(学歴大卒以上ダミー変数)

子学歴大卒以上:男性		
	決定係数	.293
	調整済決定係数	.290
	B	beta
切片	.174	
親希望学歴大卒以上	.622**	.541

(n=213)

表 24 女性のみ・子の最終学歴の決定要因に関する重回帰分析(学歴大卒以上ダミー変数)

子学歴大卒以上:女性		
	決定係数	.187
	調整済決定係数	.183
	B	beta
切片	.143	
親希望学歴大卒以上	.447**	.432

(n=216)

(n=216)

全体で見たときと同じように、どの表でも学歴期待は有意な結果となった。そして beta も 0.5 前後と大きな値となっており、親の教育期待は子どもの最終学歴に大きな影響を与えていることが分かる。ただ、このデータは、過去の意識を学歴が決定した後の時点でたずねているため、もしかすると、大学に行った人が「親もそれを希望していたに違いない」と答えがちなのかかもしれない。つまり、結果からそれを正当化するように過去の意識（の回答）を再構成している危険性がある。

4.3.3.3 まとめ

「親の学歴期待」は子の最終学歴を規定する第一要因であると言っても過言ではないだろう。どの分析でも、beta の値は大きなものとなっている。

男女で分けた場合、ダミー変数で見たときと年数で見たときには、beta の値に男女とも 0.1 程度のずれが見られる。これには、ダミー変数の大学以下か以上という基準が関係していると思われる。男性は年数よりもダミー変数で見たほうが、beta が大きい。これは、ダミー変数のほうで数値が大きく出るのは、連続的な年数で見ると差は小さいが、大学以上と大学以下で分けた場合に差が大きいためである。一方女性は、ダミー変数よりも年数のほ

うが beta は大きい。これは、教育年数の分布が、中学<高校<大学と連続的に増加していることによる。男女どちらが親の希望学歴の影響を受けているかといえば、より細かい基準で beta が高かった女性のほうが、親の影響を受けているといえるのではないか。

4.3.4 親の教育意識を問 23「教育環境」とした場合

4.3.4.1 全体で分析した結果

4.3.4 では、親の教育意識を、どれだけ親が教育に有効な環境を整備していたかという「教育環境」の変数を用いる。これは教育年数を用いて回帰分析をする。

表 25 子の最終学歴の決定要因に関する重回帰分析(教育年数)

全体		子の教育年数	
	決定係数		.011
	調整済決定係数		.009
	B		beta
切片	14.470		
小学校段階	.079*		.105
(n=440)			
全体		子の教育年数	
	決定係数		.002
	調整済決定係数		.000
	B		beta
切片	14.632		
中学校段階	.039		.048
(n=440)			
全体		子の教育年数	
	決定係数		.023
	調整済決定係数		.021
	B		Beta
切片	14.463		
高校段階	.150**		.152
(n=440)			

小学校段階の家庭の教育環境は子の最終学歴と有意な関連が見られた。しかし中学校段階では関連が急激に小さくなり、高校段階では教育環境と最終学歴に有意な関連が見られる。

中学校段階で教育環境を整えることはあまり子の最終学歴と関係せず、小学校段階と高校段階での教育環境が学歴と関連していることが分かる。

4.3.4.2 男女で分けて分析した結果

表 26 男性のみ・子の最終学歴の決定要因に関する重回帰分析(学歴年数)

子の教育年数：男性		
決定係数		.000
調整済決定係数		-.004
	B	beta
切片	14.972	
小学校段階	.011	.014
(n=218)		
子の教育年数：男性		
決定係数		.000
調整済決定係数		.005
	B	beta
切片	15.003	
中学校段階	.003	.004
(n=218)		
子の教育年数：男性		
決定係数		.019
調整済決定係数		.014
	B	Beta
切片	14.768	
高校段階	.138*	.136
(n=217)		

表 27 女性のみ・子の最終学歴の決定要因に関する重回帰分析(学歴年数)

子の教育年数：女性		
決定係数		.034
調整済決定係数		.029
	B	beta
切片	14.047	
小学校段階	.126**	.183
(n=222)		
子の教育年数：女性		
決定係数		.007
調整済決定係数		.002
	B	beta
切片	14.3092	
中学校段階	.063	.084
(n=222)		
子の教育年数：女性		
決定係数		.031
調整済決定係数		.027
	B	Beta
切片	14.463	
高校段階	.163**	.176
(n=222)		

男性と女性を比較すると、女性は教育環境の効果を受けやすくなっているのに対して、男性は高校段階以外ではほとんど教育環境の効果を受けていない。全体で見ると、小学校

段階よりも高校段階のほうが教育環境の効果は強く、中学校段階ではほとんど効果を及ぼさない。男女に分けてみると男性では同じ傾向が見られるが、女性では小学校段階よりも高校段階の方が教育環境の効果は弱くなっている。

4.3.4.3 まとめ

男性では高校段階以前に親が教育環境を整備することは、あまり子の学歴と関係はなく、高校段階のみ、教育環境と最終学歴が関連していた。これは、高校まではほとんどの人が進学して、それ以降は様々な進路を取る現在の日本の進学状況が関連していると考えられる。進路を考える高校段階において、教育環境が良い人ほど、最終学歴が高いものになっているといえる。

女性は、男性と逆の傾向を示しており、中学校時は除いて、段階があがるにつれて教育環境の効果は弱くなっている。数値でみると、高校段階の効果が男性と比べて弱いわけではなく、むしろ小学校段階の効果が強いといったほうが正しい。これは、女性は男性よりも、家庭の教育環境の効果を受けやすいことを示している。言い換えれば、女性は男性よりもより過保護に、より親の干渉を受けているといえるかもしれない。

4.4 〈仮説3〉「親の教育意識が高ければ、子の教育意識も高くなる。そこには、子の最終学歴が関連している。」の検証（結果図に関しては、6. 資料を参照）

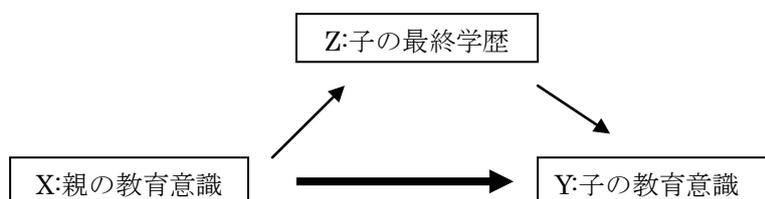


図 11 仮説3の概念図

4.4.1 「教育意識」を問23と問40の「教育環境」とした検証

4.4.1.1 全体で分析した結果

親の教育意識と子の教育意識を小学校段階、中学校段階、高等学校段階に分け、親の教育意識を独立変数とし、子の教育意識を従属変数とした。そのうえで、同じ就学時期で影響があるかどうか分析した。

表 28 学校段階ごとの子の教育意識の決定要因に関する回帰分析

	小学校段階(N=443)		中学校段階(N=443)		高等学校段階(N=443)	
	beta		beta		beta	
親の教育意識	.189**		.154**		.228*	
決定係数	.036	決定係数	.024	決定係数	.052	
調整済決定係数	.033	調整済決定係数	.022	調整済決定係数	.050	

注)**p<0.01, *p<0.05(以下の表や図も同様.)

次に親の教育意識を独立変数とし、子の教育年数を従属変数とした。

表 29 学校段階ごとの子の教育年数の決定要因に関する回帰分析

	小学校段階(N=443)		中学校段階(N=443)		高等学校段階(N=442)	
	beta		beta		beta	
親の教育意識	.120*		.063		.162**	
決定係数	.014	決定係数	.004	決定係数	.026	
調整済決定係数	.012	調整済決定係数	.002	調整済決定係数	.024	

最後に親の教育意識と子の教育年数を独立変数とし、子の教育意識を従属変数とした。

表 30 学校段階ごとの子の教育意識の決定要因に関する重回帰分析

	小学校段階(N=441)		中学校段階(N=441)		高等学校段階(N=441)	
	beta		beta		beta	
親の教育意識	.191**		.155**		.232**	
子の教育年数	.010		-.030		-.034	
決定係数	.037	決定係数	.025	決定係数	.052	
調整済決定係数	.032	調整済決定係数	.020	調整済決定係数	.048	

小学校段階では「親の教育意識」と「子の教育意識」には有意な相関が見られた。「子の最終学歴」を考えた上で分析した結果、教育意識間の有意な相関が見られた。「親の教育意識」と「子の最終学歴」にも有意な相関は見られたが、「子の最終学歴」から「子の教育意識」への有意な相関は見られなかった。

中学校段階でも、「親の教育意識」と「子の教育意識」には有意な相関が見られた。「子の最終学歴」を考えた上で分析した結果、「子の最終学歴」を介した影響は見られなかった。

高校段階では、小学校と同様の結果となった。小中学校段階に比べ、相関が強かったため、高等学校段階では、義務教育終了後の意識としてより強く表れてくるようになるのではないかと考えられる。

4.4.1.2 男女で分けて分析した結果

全体で行った分析同様、親の教育意識と子の教育意識を小学校段階、中学校段階、高等学校段階に分け、親の教育意識を独立変数とし、子の教育意識を従属変数とした。

まず、男性のみで分析した結果について述べる。

表 31 学校段階ごとの子の教育意識の決定要因に関する回帰分析

	小学校段階(N=221)	中学校段階(N=221)	高等学校段階(N=221)
	beta	beta	beta
親の教育意識	.108	.080	.169*
決定係数	.012	.006	.029
調整済決定係数	.007	.002	.024

注)**p<0.01, *p<0.05(以下の表や図も同様.)

表 32 学校段階ごとの子の教育年数の決定要因に関する回帰分析

	小学校段階(N=221)	中学校段階(N=221)	高等学校段階(N=221)
	beta	beta	beta
親の教育意識	.042	.031	.155*
決定係数	.002	.001	.024
調整済決定係数	-.003	-.004	.020

表 33 学校段階ごとの子の教育意識の決定要因に関する重回帰分析(N=224)

	小学校段階(N=220)	中学校段階(N=220)	高等学校段階(N=220)
	beta	beta	beta
親の教育意識	.111	.081	.172**
子の最終学歴	.031	-.039	-.019
決定係数	.014	.008	.029
調整済決定係数	.004	-.001	.020

男性のみで分析した結果, 小中段階の3つ変数の間での相関関係は見られず, 高等学校段階でのみ, 教育意識間と「親の教育意識」と「子の最終学歴」有意な相関が見られた.

次に女性のみで分析した結果について述べる.

表 34 学校段階ごとの子の教育意識の決定要因に関する回帰分析

	小学校段階(N=222)	中学校段階(N=222)	高等学校段階(N=222)
	beta	beta	beta
親の教育意識	.274**	.230**	.286*
決定係数	.075	.053	.082
調整済決定係数	.071	.049	.078

注)**p<0.01, *p<0.05(以下の表や図も同様.)

表 35 学校段階ごとの子の教育年数の決定要因に関する回帰分析

	小学校段階(N=212)	中学校段階(N=222)	高等学校段階(N=222)
	beta	beta	beta
親の教育意識	.183**	.084	.176*
決定係数	.034	.007	.031
調整済決定係数	.029	.002	.027

表 36 学校段階ごとの子の教育意識の決定要因に関する重回帰分析

	小学校段階(N=222)		中学校(N=221)		高等学校段階(N=222)	
	beta		beta		beta	
親の教育意識	.278**		.229**		.285**	
子の最終学歴	-.015		-.007		-.006	
	決定係数	.076	決定係数	.052	決定係数	.081
	調整済決定係数	.067	調整済決定係数	.044	調整済決定係数	.072

女性のみで分析した結果は、全体で分析した結果と同様であった。以上の男女別で分析した結果から、女性における関係が強いため、男女で分けない場合に関係があるように見えたことが分かる。男性においては義務教育段階における有意な関係はどこにも見られなかった。これは、教育意識として含めた項目が、男女での受け取り方が異なるものだったのではないかと考えられる。

4.4.1.3 子どもなしで見た場合

子どものいない回答者の身で分析を行った。最初に男女を分けずに分析した結果を述べる。

表 37 学校段階ごとの子の教育意識の決定要因に関する回帰分析

	小学校段階(N=313)		中学校段階(N=312)		高等学校段階(N=312)	
	beta		beta		beta	
親の教育意識	.137*		.128*		.198**	
	決定係数	.019	決定係数	.016	決定係数	.039
	調整済決定係数	.016	調整済決定係数	.013	調整済決定係数	.036

注)**p<0.01, *p<0.05(以下の表や図も同様。)

表 38 学校段階ごとの子の教育年数の決定要因に関する回帰分析

	小学校段階(N=312)		中学校段階(N=312)		高等学校段階(N=311)	
	beta		beta		beta	
親の教育意識	.124*		.047		.158**	
	決定係数	.015	決定係数	.002	決定係数	.025
	調整済決定係数	.012	調整済決定係数	-.001	調整済決定係数	.022

表 39 学校段階ごとの子の教育意識の決定要因に関する重回帰分析

	小学校段階(N=312)		中学校段階(N=311)		高等学校段階(N=311)	
	beta		beta		beta	
親の教育意識	.142*		.129*		.207**	
子の最終学歴	-.012		-.027		-.060	
	決定係数	.020	決定係数	.017	決定係数	.043
	調整済決定係数	.013	調整済決定係数	.011	調整済決定係数	.036

相関の有無については、子どもの有無で分けずに分析した結果と同様であった。次に男性のみで分析した結果について述べる。

表 40 学校段階ごとの子の教育意識の決定要因に関する回帰分析

	小学校段階(N=173)	中学校段階(N=172)	高等学校段階(N=172)
	beta	beta	beta
親の教育意識	.094	.097	.175*
決定係数	.009	.009	.030
調整済決定係数	.003	.004	.025

注)**p<0.01, *p<0.05(以下の表や図も同様.)

表 41 学校段階ごとの子の教育年数の決定要因に関する回帰分析(N=172)

	小学校段階(N=172)	中学校段階(N=172)	高等学校段階(N=171)
	beta	beta	beta
親の教育意識	.041	-.015	.137
決定係数	.002	.000	.019
調整済決定係数	-.004	-.006	.013

表 42 学校段階ごとの子の教育意識の決定要因に関する重回帰分析(N=172)

	小学校段階(N=172)	中学校段階(N=170)	高等学校段階(N=171)
	beta	beta	beta
親の教育意識	.099	.096	.183*
子の最終学歴	-.007	-.049	-.066
決定係数	.010	.012	.035
調整済決定係数	-.002	.000	.023

子の結果も、子どもの有無で分けずに分析した結果と同様であった。

最後に、女性のみで分析した結果である。

表 43 学校段階ごとの子の教育意識の決定要因に関する回帰分析(N=224)

	小学校段階(N=140)	中学校段階(N=140)	高等学校段階(N=140)
	beta	Beta	beta
親の教育意識	.171*	.169*	.244**
決定係数	.029	.029	.060
調整済決定係数	.022	.022	.053

注)**p<0.01, *p<0.05(以下の表や図も同様.)

表 44 学校段階ごとの子の教育年数の決定要因に関する回帰分析(N=224)

	小学校段階(N=140)	中学校段階(N=140)	高等学校段階(N=140)
	Beta	Beta	beta
親の教育意識	.212*	.113	.179*
決定係数	.045	.013	.032
調整済決定係数	.038	.006	.025

表 45 学校段階ごとの子の教育意識の決定要因に関する重回帰分析(N=224)

	小学校段階(N=140)	中学校段階(N=140)	高等学校段階(N=140)
	Beta	beta	Beta
親の教育意識	.178		.169*
子の最終学歴	-.036		-.034
	決定係数 .030	決定係数 .029	決定係数 .061
	調整済決定係数 .016	調整済決定係数 .014	調整済決定係数 .047

女性のみで分析した結果も、子どもの有無で分けずに分析した結果と同様であった。

子どものいない回答者のみで分析することで、子どもがいることから受ける影響の無い段階での分析を試みたが、結果は変わらなかった。

4.4.1.4 まとめ

親の教育意識（教育環境に関する意識）が子の教育意識に受け継がれていることが分かった。また、子どもの最終学歴にも影響を与えていた。しかし男女別の分析結果から、女性のほうが最終学歴において教育意識の影響を受けやすいということがわかり、また、自分の子供に対する教育意識の形成にも影響を受けやすいということがわかった。男性では高校段階において見られるだけであった。

子どもの就学段階で親の教育意識（ただし教育投資に関する意識）が変わることは、出島（2011）によって言及されていた。今回は、義務教育かどうかというのが一つ、大きな要因になったのではないかと考えられる。

また、質問の内容から回顧的な回答を得ることになったため、現在により近い高校段階での教育意識がより正確に回答に反映されたのではないかと考えられる。

教育意識が、子どもの成長段階（反抗期、進路）などに関係して変化するものではないだろうか。親も教育意識を子の就学段階に合わせて変化させていることも考えられる。（例えば、高校生ならば、小学生の時よりも注意の回数は減るだろう。）

4.4.2 「教育意識」を問 21 の「親に望まれた学歴」と問 37 の「子どもに望む学歴」とした検証

4.4.2.1 全体で分析した結果

ここでは、「教育意識」を「学歴」についての意識に限定して分析をした。親の教育意識を独立変数とし、子の教育意識を従属変数とし、子の教育年数を第三の変数として投入した。全体での分析に加え、男女別でも分析を行った。

表 46 子の教育意識の決定要因に関する回帰分析

	全体(N=322)	男性(N=169)	女性(N=163)
	beta	beta	beta
親の教育意識	.232**	.203**	.258**
決定係数	.054	.041	.067
調整済決定係数	.051	.035	.061

注)**p<0.01, *p<0.05(以下の表や図も同様.)

表 47 子の教育年数の決定要因に関する回帰分析

	全体(N=432)	男性(N=216)	女性(N=216)
	beta	beta	beta
親の教育意識	.485**	.466**	.498**
決定係数	.235	.217	.248
調整済決定係数	.233	.213	.244

表 48 子の教育意識の決定要因に関する重回帰分析

	全体(N=331)	男性(N=169)	女性(N=162)
	beta	beta	beta
親の教育意識	.094	.067	.119
子の教育年数	.228**	.242**	.221*
決定係数	.085	.081	.091
調整済決定係数	.079	.070	.080

「親が望んだ学歴」と「子の望む学歴」の間には有意な相関が見られた。しかし、「子の最終学歴」を含めて分析した結果、前述の相関は消え、「子の最終学歴」を解して有意な相関があった。つまり、見かけの相関が存在していたことになる。

男女別に見ても同じ結果となった。

4.4.2.2 子どもなしで見た場合

ここでは、子どものいない回答者のみで分析を行った。

表 49 子の教育意識の決定要因に関する回帰分析

	全体(N=229)	男性(N=130)	女性(N=99)
	beta	beta	beta
親の教育意識	.233**	.193*	.283**
決定係数	.054	.037	.080
調整済決定係数	.050	.030	.071

注)**p<0.01, *p<0.05(以下の表や図も同様.)

表 50 子の教育年数の決定要因に関する回帰分析

	全体(N=307)	男性(N=170)	女性(N=137)
	beta	beta	beta
親の教育意識	.529**	.528**	.539**
決定係数	.280	.278	.291
調整済決定係数	.278	.274	.286

表 51 子の教育意識の決定要因に関する重回帰分析

	全体(N=229)	男性(N=130)	女性(N=99)
	beta	beta	beta
親の教育意識	.088	-.046	.238*
子の教育年数	.245**	.391**	.078
決定係数	.093	.133	.084
調整済決定係数	.085	.119	.065

結果は、全体で分析した結果と同様になった。男性においても同じ結果になったのだが、女性においてのみ結果が異なっていた。「親が望んだ学歴」と「子の望む学歴」には有意な相関があるのだが、「子の最終学歴」を含めて分析した結果、上の相関は残り、「親が望んだ学歴」から「子の最終学歴」にも有意な相関が見られたのだが、「子の最終学歴」と「子の望む学歴」には有意な相関が見られなかった。

4.4.2.3 まとめ

学歴の期待というのは、学歴という子ども自身の経験を介することで意識の形成がなされていると分かった。ただし、子どもを持たない女性に限っては、自身の経験を介することなく教育意識が形成されていた。これは、片岡(1997, 2001, 2009)の先行研究にもあるように、女性は親から受ける意識をそのまま受け継ぐという例ではないだろうか。しかし、対象人数が 170 人程度ということもあり、どの程度の正確さがあるかについては不安が残る。だが、女性においてのみ、経験を介さずに教育意識が形成されているという点は、注目すべきだと思う。

5. 結論

今回の分析では、教育意識として子への希望学歴と子の教育における家庭環境整備の 2 つの変数を用いた。その結果、教育意識を希望学歴とすると、全ての仮説が支持され、教育意識が再生産される流れが確認できた。教育意識を家庭環境整備とすると、小学校段階と高校段階は関連が見られたが、中学校段階は関連が見られず、仮説は一部支持に留まった。これは、希望学歴は直接的に教育意識を計る指標であるのに対して、家庭環境整備は実際の行動を指標にしている分、間接的な計測になってしまっているためと思われる。また、家庭環境整備は教育意識が高くなくとも、しつけや家庭内の秩序維持等の別の目的

で行われている可能性もある為、有意な結果が得られなかったのかもしれない。

今回は教育意識を再生産させる要因として、「学歴」と「所得」を設定した。「学歴」は教育意識を介して「子の最終学歴」に影響を与えるのみだが、「所得」は間接効果に加えて直接的に「子の最終学歴」に与える効果を持っている。つまり、親の学歴が高いことは子の学歴が高いことと直接つながらないが、親の所得が高いことは子の学歴が高いことと直接につながるといえる。ただ、関連の大きさで見ると、所得よりも学歴のほうが教育意識の形成と関連が強い。

さらに各分析において男女別の分析も行った。その結果、全体的な傾向として、男性よりも女性のほうが学歴・所得や教育意識の影響を強く受けていることが分かった。教育意識を家庭環境とした分析では、男性は高校段階のみ有意な結果が得られたのに対して、女性では小学校段階と高校段階で有意な結果が得られ、関連の強さも男性と比べて強いことが分かった。

また、仮説3においては回答者を子どもなしにしぼっての分析も行った。すると、女性の回答者において、今までの結果とは異なり、学歴を介さずに教育意識の再生産が行われていた。

以上が、今回の分析により分かったことである。そして、現代の日本社会で問題となっている教育の格差問題を見るという当初の目的に立ち返ると、学歴の格差は確かに存在していると言える。今回の分析では、学歴・所得の高い人は、そうでない人に比べて高い学歴を望みやすい、という学歴・教育意識の再生産性が明らかになった。つまり、各個人はスタート段階ですでに差があり、その差を詰めることは容易ではないということである。

ただ、今回の分析で、最終学歴形成には、親の所得と、親の学歴を元とした教育意識が重要な役割を果たすことが分かった。逆にいえばその二つさえ改善できれば、格差は減るのではないだろうか。所得の格差は、教育の問題だけではなく社会全体の格差と関わってくるため改善は容易ではないが、教育意識を何らかの方法、例えば勉強会や講習会などで高めていければ、格差は縮まっていく可能性を示している。

終わりに、今回の分析で用いた教育意識の変数は、教育環境と希望学歴の二つであったが、他にも教育意識を測る変数が存在していると考えられる。教育意識を測る変数の違いによっては、結果が変わりうることも考えられる。今回の分析では、回答者のほとんど子どもを持っておらず、それが少なからず解答に影響を与えていると考えられる。子どもを持っている人のみを対象にした場合にはまた違う傾向がみられるかもしれない。

また、今回の分析では回答者の回顧的な回答を基にして、親の教育意識を測定したので、回答者の主観が含まれ、親の教育意識が正確に測れていない可能性がある。最後に、今回の分析で、男女で比較した際、全体的に女性の方が親の影響を受けていることがわかった。しかしながら、今回の分析では、親の教育意識を両親のものにまとめてしまったので、父親と母親での教育意識の差をみる必要もあると考えられる。

参考文献

- 出島敬久, 2011, 「教育費・保育費支出と家計の経済状況, 母親の就業の関係」上智大学経済学会『上智経済論集』56(1・2), 65-80
- 荻谷剛彦, 1995, 「『階層と教育』問題の底流」『大衆教育社会のゆくえ』中公新書, 59-104
- 片岡栄美, 1997, 「家庭の再生産戦略としての文化資本の相続」『家族社会学研究』第9号: 23-38
- 片岡栄美, 2001, 「教育達成過程における家族の教育戦略——文化資本効果と学校外教育投資効果のジェンダー差を中心に」『教育學研究』68(3), 259-273
- 片岡栄美, 2009, 「格差社会と小・中学受験——受験を通じた社会的閉鎖, リスク回避, 異質な他者への寛容性」『家族社会学研究』21(1), 30-44
- 三輪哲, 2008, 「教育達成過程にみられる出身階層の影響」『日本人の意識と行動——日本版総合的社会調査 JGSS による分析』東京大学出版会, 225-236
- 文部科学省, 「今後の高等教育の在り方に関する意見聴取」(2011年5月28日取得, http://www.mext.go.jp/a_menu/shotou/kaikaku/arikata/detail/1305486.htm)
- 中野英夫, 2008, 「教育の格差が日本の社会構造を変える」上村敏之・田中宏樹編『検証格差拡大社会』: 第9章, 191-207