

文部科学省 共同利用・共同研究拠点事業

社会調査・データアーカイブ共同利用・共同研究拠点

## **2014年度 参加者公募型二次分析研究会**

### **子どもの生活 保護者の教育意識**

## **研究成果報告書**

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

2015（平成27）年3月

# はじめに

木村 治生

(ベネッセ教育総合研究所／東京大学社会科学研究所)

## ●教育の変化をどうとらえるか

目まぐるしく変わるわが国の教育を、どうとらえればよいか。ここ数年、そのことを考えている。

2000年代前半は「詰め込み教育」に対する反省の下で、学びの再構築が試みられた。指導者が主体となって必要とされる知識・技能を習得させる学びから脱却し、「総合的な学習の時間」に象徴される学習者主体の学びに方向転換を図ろう。2002年に小中学校で実施された学習指導要領には、そのような理念があった。しかし、覚えるべき学習内容を大幅に削減したことが、ゆとり教育として批判を生む。「学力低下」がいきなり社会問題として噴出し、文部科学省はその対応のためにさまざまな学力向上を目的とした施策を打ち出す。学力向上アクションプランや歯止め規定の撤廃などが、その例だ。さらに、2007年からはじまった全国学力・学習状況調査で、政策の成果を継続的に測定することになる。このころに社会的に問題になったのが、「教育格差」や「学力格差」といった社会階層による差の拡大である。学習に前向きな子どもとそうではない子ども、教育熱心な家庭とそうではない家庭。そうした二極化が、保護者の社会経済的な要因を背景として生まれており、教育をもって挽回できない不平等な社会になっているのではないかという疑念が強く主張された。

このような教育によって生じる不平等の実態を明らかにすることは、教育社会学における中心的な関心であった。たとえば、荻谷（2001）は1979年と97年の高校生調査から、学習時間が減少していること、母親の学歴といった階層要因の影響が強まっていることから、学習に向かう意欲に格差が生まれていることを「インセンティブ・ディバイド」と呼んで警鐘を鳴らした。また、荻谷・志水（2004）らのグループは、関東と関西の2地点における学力調査の経年比較から、学力低下の実態とともに、どのような特徴をもつ子どもが学力低下を起こしたのかについて分析を行った。学力低下から教育格差、学力格差への問題関心は、『教育社会学研究』第80集の特集『「格差」に挑む』（日本教育社会学会編2007）の各論考でも、さまざまな視点から検討されている。

しかし、先行研究の成果を踏まえつつ、2つの点でさらに研究を深化させなければならないと考える。

1つは、格差の存在を告発する段階から、格差が生成されるメカニズムに焦点を当てる必要である。近年では、「全国学力・学習状況調査」の分析を行ったお茶の水女子大学（2014）のグループが、社会経済的背景の影響を取り除いても、子どもへの接し方（生活習慣、読書、学習、文化・芸術・自然体験活動等に関する働きかけや子どもとのコミュニケーション）、

子どもの教育に対する考え方、学校とのかかわり、教育投資といったプロセスが学力形成に効果をもっていることを示した。この研究で明らかになっているのは、最終的に学力の差が生じるプロセスにおいて家庭環境、とりわけ保護者の教育に対する意識や子どもに対する働きかけが大きな影響を与えているということだ。この研究にみられるようなプロセスの解明は政策的・実践的な課題解決に向けての示唆が大きい、これまで十分には行われてこなかった。計量分析においては、調査にさまざまな限界があり、必要となる変数を満たしたデータが少ないというのも原因だろう。

もう1つは、格差の次の学問的なイシューは何かという論点探しの必要である。国の政策としては、2008年に告示された現行の学習指導要領によって「ゆとり教育」から「脱ゆとり」への路線変更が明確になった。学習内容は大幅に増加し、ベネッセ教育総合研究所(2012、2013)が行っているいくつかの調査でも社会経済的な要因に基づく格差は縮小傾向にあるように見える。もちろんそれがすべて解消されたわけではないが、全体に公教育の充実が図られるなかでどのようなことが課題になるのか、格差の次に来る論点をどこに設定するかは研究者にとって重要な関心事だろう。また、この間、学習面の変化だけでなく、携帯電話やスマートフォンの普及など子どもたちを取り巻く環境も大きく変化した。こうした生活の変化にも、着目すべき点は多い。

## ● 今回の二次分析研究会について

豊富な変数をもつデータの二次分析は、以上に述べたような研究上の不足を補うことや新たな視点を得るといった関心を、ときに満たしてくれる有益な機会である。このたびの二次分析研究会でも、それぞれの視座から教育のありようをどうとらえるかについて、興味深い分析が行われた。本報告書は、その成果をまとめたものである。

今回、私たちは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が二次分析の普及を目的として行っている二次分析研究会において、「子どもの生活」と「保護者の教育意識」をテーマにした研究を行った。取り扱ったのは、ベネッセ教育総合研究所が寄託しているデータで、子どもを対象にした調査と保護者を対象にした調査である。

子どもを対象としたものは、「放課後の生活時間調査」(2008年実施)で、これに一部の者は「子ども生活実態基本調査」(2004年、09年実施)を用いた。前者は郵送法、後者は学校通し法と手法は異なるが、いずれも時間の使い方を中心にした日々の生活の様子とともに、家族とのかかわりや価値観にかかわる項目などを幅広くたずねている。一方、保護者を対象としたものは、「学校教育に関する保護者の意識調査」(2004年、08年、12年に朝日新聞社と共同で実施)と「学校外教育活動に関する調査」(2008年、13年実施)である。前者は4年おきに基本的に同じ学校に調査を依頼して学校教育に関する意識や教育政策に対する価値観、賛否などをたずねているのが特徴である。また、後者は、幼児から高校生までの保護者を対象に、塾や習い事(スポーツ活動、芸術活動)、部活動の実施状況や費用などを

詳細にたずねたインターネット調査である。

研究会の参加者は、これ以外の学校内外の教育に関する調査も含めて各自の問題関心にあったデータを選択し、分析を行った。幸いにも参加者公募当初から高い関心が寄せられ、22名の応募があった。人数が多かったため、これを主に子どものデータを分析する班と保護者のデータを分析する班に分けて、6月から11月にかけて月に1回程度のペースで研究会を行うこととした。毎回3～4名ずつそれぞれの問題関心や仮説、分析結果などを発表し、それについて皆で議論をしながら相互にブラッシュアップをしていった。本報告書には、最終成果として18本の論考が収録されている。

データをそれぞれの参加者の立場から多面的に検討する機会は、一次分析では十分にもてないことが多い。今回、貴重な機会を提供していただいた東京大学社会科学研究所、所長の石田浩先生やいつも心強く励ましてくださる佐藤香先生、スタッフの皆さまに深く謝意を示したい。また、この研究会は、1年間、会議の運営と参加者の分析をリードしてくださった香川めい先生のお力がなければ成立し得なかった。さらに、成果報告会で貴重なコメントを頂戴した仁平典宏先生、藤原翔先生、有田伸先生、須藤康介先生など、多くの先生方のお力添えがなければ各自の研究を十分に深めることは難しかった。諸先生に感謝申し上げます。

文部科学省では、次の学習指導要領の改訂に向けて、新しい教育のあり方が議論されている。その目標は知識・技能にとどまらず汎用的能力をいかに身につけるかであり、手法として探究的な学びやアクティブラーニングを重視する改革が進められようとしている。これに伴い、2020年には大学入試改革が予定されている。教育の変化はまだ続く。家庭教育のありようも変化するだろう。それらに対する評価や新たに生じる課題の改善は、継続して検討していかなければならない。私自身も、今回参加いただいた若い研究者や大学院生の分析に触発されつつ、わが国の教育をとらえる営みを続けていきたい。

2015年3月

#### 【引用文献】

- お茶の水女子大学、2014、平成25年度全国学力・学習状況調査（きめ細かい調査）の結果を活用した学力に影響を与える要因分析に関する調査研究。
- 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へ、有信堂。
- 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、岩波書店。
- ベネッセ教育総合研究所、2012、学校教育に関する保護者の意識調査（朝日新聞社との共同調査）。
- ベネッセ教育総合研究所、2013、学校外の教育活動に関する調査。

## 活動の記録

### 2014年6月17日 第1回研究会

- 1) 二次分析研究会の趣旨、進め方の概要の説明
- 2) データの説明、データの提供方法の説明
- 3) 参加者の研究関心と自己紹介
- 4) 今後のスケジュールについて
- 5) その他連絡事項

### 2014年7月25日 第2回研究会（保護者班）

- 1) 研究報告（報告数4）

### 2014年7月30日 第2回研究会（子ども班）

- 1) 研究報告（報告数3）

### 2014年9月11日 第3回研究会（保護者班）

- 1) 研究報告（報告数3）

### 2014年9月20日 第3回研究会（子ども班）

- 1) 研究報告（報告数3）

### 2014年10月27日 第4回研究会（保護者班）

- 1) 研究報告（報告数3）

### 2014年10月29日 第4回研究会（子ども班）

- 1) 研究報告（報告数3）

### 2014年11月25日 第5回研究会（保護者班）

- 1) 研究報告（報告数2）

### 2014年11月30日 第5回研究会（子ども班）

- 1) 研究報告（報告数2）

### 2014年12月17日 第6回研究会

- 1) 研究報告（報告数4）

## 二次分析研究会2014 参加者公募型研究 成果報告会 子どもの生活 保護者の教育意識

2015年2月23日（月） 10:40～18:15 東京大学赤門総合研究棟5階センター会議室

開会の辞（10:40～10:55） 木村治生（ベネッセ教育総合研究所／東京大学社会科学研究所）

第一部会（10:55～12:30） 司会：石田賢示 コメンテーター：仁平典宏

- 小・中・高生の時間使用に対する時間感覚とその影響要因—時間使用に対する家族の助言行動の効果に注目して—  
報告者：李秀眞（弘前大学）
- 仕事と家族に関する小学生の将来目標  
報告者：大高瑞郁（山梨学院大学）
- 中高生の生活態度や意欲と親との関わりについて  
報告者：三沢徳枝（大阪府立大学）
- 子どもの生活態度に親の働きかけが与える影響  
報告者：松田典子（文教大学）
- 体験活動の教育的効果—第2回子ども生活実態基本調査の二次分析—  
報告者：佐藤智子（東京大学）

第二部会（13:30～15:05） 司会：香川めい コメンテーター：藤原翔

- 保護者の大学進学期待の研究—その規定因と子どもの学業達成に与える影響—  
報告者：武井恵亮（東京大学）
- Social Predictors of Study Hours: Gender and Parents' Educational Attainment.  
A case study of Japan (elementary through high school) in 2008  
報告者：Rieko Arashi
- 親のアプローチと子どもの学習習慣の関連—潜在クラスモデルを用いた計量分析—  
報告者：安藤努（東北大学）
- 高校生の将来ビジョンは学習時間の長さを左右するか  
報告者：下瀬川陽（東北大学）
- 放課後の生活時間調査から見る高校生のキャリア意識の規定要因  
—異質な他者が存在する場と生活や勉強への態度に焦点を当てて—  
報告者：斎藤有吾（京都大学）

第三部会（15:20～16:40） 司会：堤孝晃 コメンテーター：有田伸

- 子どもの学校外教育活動における母親の影響  
報告者：谷口沙恵（東京大学）
- 2000年代以降の母親の教育意識とその時代的变化  
報告者：斎藤知洋（東北大学）
- 学校外教育費という「選択」を左右する要因  
報告者：河野志穂（早稲田大学）
- なぜ「所得差による教育の不平等」を容認するのか—学校外教育への投資行動が保護者の意識に与える影響の分析から—  
報告者：前田麦穂（東京大学）

第四部会（16:55～18:15） 司会：木村治生 コメンテーター：須藤康介

- 公立小学校の保護者の不満解消戦略の規定要因—「退出」と「告発」を分けるものは何か—  
報告者：岡本実希（東京大学）
- 母親の学校参加意思の規定要因の分析—保護者の行動と認知に着目して—  
報告者：荻野亮吾（東京大学）
- 中学受験の規定要因—「学校外教育活動に関する調査（2009年,2013年）を用いた分析—  
報告者：田中規子（お茶の水女子大学）
- 中学校選択の不平等—国私立中学校進学に関する階層差と地域差に着目して—  
報告者：濱本真一（東北大学）



## 目 次

はじめに	i
活動の記録	iv
小・中・高生の時間使用に対する時間感覚とその影響要因	
—時間使用に対する家族の助言行動の効果に注目して—	李 秀眞 1
仕事と家族に関する小学生の将来目標	大高 瑞郁 11
中高生の生活態度や意欲と親との関わりの関係について	三沢 徳枝 19
子どもの生活態度に親の働きかけが与える影響	松田 典子 29
Social Predictors of Study Hours: Gender and Parents' Educational Attainment	
A case study of Japan (elementary through high school) in 2008	Rieko Arashi 39
高校生の将来ビジョンは学習時間の長さを左右するか	下瀬川 陽 57
放課後の生活時間調査から見る高校生のキャリア意識の規定要因	
—異質な他者が存在する場と生活や勉強への態度に焦点を当てて—	斎藤 有吾 69
親のアプローチと子どもの学習習慣の関連	
—潜在クラスモデルを用いた計量分析—	安藤 努 77
体験活動の教育的効果—第2回子ども生活実態基本調査の二次分析—	佐藤 智子 93
子どもの学校外教育活動における母親の影響	谷口 沙恵 107
学校外教育費を支出するという「選択」を左右する要因	河野 志穂 125
2000年代以降の母親の教育意識とその時代的变化	斉藤 知洋 141
なぜ「所得差による教育の不平等」を容認するのか	
—学校外教育への投資行動が保護者の意識に与える影響の分析から—	前田 麦穂 125
公立小学校の保護者の不満解消戦略の規定要因	
—「退出」と「告発」を分けるものは何か—	岡本 実希 169
母親の学校参加意思の規定要因の分析—保護者の行動と認知に着目して—	荻野 亮吾 179
中学受験の規定要因	
—「学校外教育活動に関する調査（2009年,2013年）」を用いた分析—	田中 規子 197
中学校選択の不平等	
—国私立中学校進学に関する階層差と地域差に着目して—	濱本 真一 217
保護者の大学進学期待の研究	
—その規定因と子どもの学業達成に与える影響—	武井 恵亮 231



# 研 究 報 告

# 小・中・高生の時間使用に対する時間感覚とその影響要因 -時間使用に対する家族の助言行動の効果に注目して-

李 秀眞

(弘前大学)

本研究の目的は、小・中・高生の時間の使い方に対する時間感覚とその影響要因を明らかにすることである。分析に用いるデータはベネッセ教育総合研究所の「放課後の生活時間調査（2008年）」である。このデータは、生活時間データが含まれているが、本稿では、生活時間の合計が1440分である7,545人(小学生 2,436人、就学生 3,372人、高校生 1,737人)である。分析結果、「時間をむだに使っていると感じる」という時間感覚に、時間使用に対する家族の助言頻度は正の影響がみられ、助言頻度が多いほど、時間をむだに使っていると感じることが確認できた。また、「もっとゆっくりすごしたい」という時間感覚については、小学生は、助言頻度が多いほど、もっとゆったりすごしたいと感じるが、一方、高校生では助言頻度が多いともっとゆっくりすごしたいと感じない傾向にあった。

## 1. 問題設定

### 1.1 研究の目的

本研究の目的は、小・中・高生の時間の使い方に対する時間感覚とその影響要因を明らかにすることである。小・中・高生の生活経営能力を高めるために、時間使用に関する家族との関わりは、彼らにとって重要な生活指針となり、時間使用に影響を及ぼすと考えられる。また、時間使用に対する時間感覚にも影響を与えると考えられる。

### 1.2 先行研究

生活時間研究は、成人の生活時間に関する研究が主流であり、その多くは、生活時間構造の研究、生活時間配分等の観点から研究がなされてきた。その中で、時間不足、時間圧迫感等の時間感覚については、有給労働との関連での議論が多くなされてきた(Cha,2010、2014等)。それに比べて、子ども(青少年)の生活時間への関心は薄かったといえるが、生活時間研究の多くが労働と余暇の関係に注目していたこと、さらに、小・中・高生は学校で過ごす時間が長いためと、子どもの生活時間構造が単純であるとの前提があったからだと考えられる。

ここでは、小、中、高生を対象とした研究をいくつか紹介する。小学生の時間管理および時間意識についての研究として森田ら(1999)とWi(2012)の研究が挙げられる。森田ら(1999)は小学生の生活における自由時間と忙しさへの意識を荒川区の

小学校2校の5・6年生の268名を対象として調査している。その結果、5年生と6年生の自由時間が「3時間以上」と答えたものの割合は、5年生で53.9%、6年生で62.6%であった。自由時間に対する希望では、65.8%が「もっとも自由時間がほしい」と答えていて、34.2%が「今のままでよい」と答えている。生活に対する忙しさの意識としては、「忙しすぎる」が6.5%、「少し忙しい」が39.1%、「ちょうどいい」が46.4%、「暇な時間が多い」が8.0%であった。Wi(2012)は、小学生を対象として、時間管理に対する訓練が自己肯定感や学校生活適応にどのように関係しているのかを分析した。その結果、時間管理訓練は、小学生の自己肯定感や学校生活適応に正の影響があることを明らかにしている。

親およびと家族と子どもの生活時間との関連についての研究もいくつか行われている。Chin(2008)は、家族類型と児童の生活時間に注目して、10歳以上18歳未満の小学校高学年、中学生、高校生の生活時間の使用実態および、5つの家族類型（両親家族、母子家庭、父子家庭、3世代家族、祖孫家族）との関係を分析した。分析結果、家族類型別に、学習塾に通う時間、1人で勉強する時間、家族と過ごす時間に有意な差がみられたとしている。具体的に、父子家庭、3世代家族の児童は、両親家族の児童にくらべ学習塾に通う時間が短く、家族と過ごす時間も短いとしている。

Song(2013)は、親の社会経済的特性と小学生、中学生の生活時間との関係について分析している。その結果、母親の教育水準が高いほど、学習時間および本を読む時間が長く、中学生の場合にはパソコンゲームの時間が短いことを確認し、親の社会経済的特性のうち、母親の教育水準が大きく関係していると指摘している。

Chin(2008)、Song(2013)の研究では、家族類型、親の社会経済的特性に注目しているが、ただ家族類型、親の社会経済的特性が異なるからというよりは、家族類型や親の社会経済的特性による家族の関わり方が、児童の生活時間に反映されたとの解釈もできるであろう。これらの先行研究を踏まえ、本稿では、時間に対する家族の関わり方に注目するものである。また、時間使用に関する家族の関わり方は時間管理訓練のような効果が持つことも想定し、これらが小・中・高生の時間感覚とどのように関係しているのかについても分析を行う。

## 2. データおよび分析方法

### 2.1 データ

分析に用いるデータはベネッセ教育総合研究所の「放課後の生活時間調査（2008年）」である。調査時期は2008年11月10日から14日まで5日間であり、調査対象者は小学生5年生から高校2年生の合計8,017名である。このデータは、生活時間データが含まれているが、本稿では、生活時間の合計が1440分である7,545人（小学生 2,436人、就学生 3,372人、高校生 1,737人）である。

## 2.2 分析に用いる変数および測定方法

被説明変数は、小・中・高生の時間使用に対する時間感覚であるが、具体的に‘時間をむだにつかっていると感じる’、‘もっとゆっくりすごしたい’の二つの項目に注目した。それぞれの項目は、「とてもあてはまる」(1点)～「まったくあてはまらない」(4点)の4件法で測定された。分析に際しては、「まったくあてはまらない」(1点)～「とてもあてはまる」(4点)にリコードして分析に用いた。

説明変数としては、時間使用に対する家族の助言頻度、生活時間、日ごろの時間の使い方に対する自己評価を用いた。それぞれの測定方法は次のとおりである。

時間使用に対する家族の態度は、「あなたの家族（お父さんやお母さん）は、あなたに‘時間を大切にするように言う’ことがありますか？」という質問に対し、回答は「よくある」(1点)～「まったくない」(4点)の4件法で測定された。分析に際しては、「まったくない」(1点)～「よくある」(4点)にリコードして分析に用いた。

生活時間は、30種類の行動で調査されているが、大きく3分類にして分析に用いた。具体的には、必需行動（睡眠、身のまわりのこと、食事）、拘束行動（学校、放課後に学校で過ごす（部活動以外）、部活動、通学）、自由時間（学校以外での遊び、学校以外での勉強、習い事、メディア接触時間、人と過ごす、その他）に分類した。分析の際に、自由時間の詳細区分を用いる場合もあるが、① 学校以外で遊ぶ（屋外での遊び・スポーツ、室内での遊び、テレビゲーム）、② 学校以外で勉強（家での勉強（学校の宿題）、家での勉強（学校の宿題以外）、学習塾）、③ 習い事（習い事・スポーツクラブ）、習い事の練習）、④ メディア接触時間（テレビ・DVD、本・新聞、マンガ・雑誌、音楽、携帯電話、パソコン）、⑤ 人と過ごす（家族と話す・過ごす、友達と話す・過ごす）、⑥ その他（家の手伝い、買い物、からだを休める、ペットと過ごす、アルバイト、移動（通学以外）、その他）である。移動時間の扱いに関しては、行動の拘束性を重視して「通学」を「2次行動（拘束行動）」に、「移動（通学以外）」を「3次行動（自由行動）」に分けた、ベネッセ教育総合研究所「放課後の生活時間調査報告書（2008）」(p.6)に準拠した。

日ごろの時間に使い方に対する自己評価は、「あなたの日ごろの時間に使い方は、100点満点で、だいたい何点くらいだと思いますか」という質問に対し、回答は0から100の範囲で測定され、そのまま変数として分析に用いる。

### 3. 分析結果

#### 3.1 分析に用いる変数の記述統計

表1 分析に用いる変数の記述統計

	小学生	中学生	高校生	平均	F値
時間使用に関する家族の助言頻度	2.80	2.71	2.47	2.68	49.49 ***
必需行動時間(分)	638	570	529	582	1186 ***
拘束行動時間(分)	493	550	634	551	909.19 ***
自由時間(分)	308	319	276	306	86.62 ***
学校以外での遊ぶ時間	44	24	18	28	142.38 ***
学校以外での勉強時間	81	126	73	99	284.59 ***
習い事時間	34	11	5	16	303.01 ***
メディア接触時間	83	96	106	94	44.42 ***
人と過ごす時間	21	16	18	18	10.01 ***
その他	45	46	56	48	19.92 ***
時間の使い方の自己評価	7.54	6.41	6.31	6.75	16.71 ***

分析に用いる変数は表1に示したとおりである。時間使用に対する家族の助言頻度については、小学生2.8、中学生2.7、高校生2.5であり、学校段階があがるにつれて家族から言われる頻度は少なくなる傾向がみられた。必需行動時間の平均は634分であったが、小学生638分、中学生570分、高校生529分で学校段階によって減少していることが確認された。一方、拘束時間については、小学生493分、中学生550分、高校生634分で、学校段階が上がるにつれて増加傾向がみられた。全体的な自由時間は高校生で、276分でもっとも少なく、小学生308分、中学生319分の順であった。自由時間の詳細をみると、特徴がみられるのは学校以外での勉強時間とメディア接触時間である。学校以外での勉強時間は中学生が26分で、小学生81分、高校生73分より長い傾向にある。また、メディア接触時間は、小学生83分、中学生96分、高校生106分であった。時間の使い方に対する自己評価であるが、小学生は75.4点でもっとも高く、中学生64.1点、高校生63.1点であった。

### 3.2 時間使用に対する家族の助言頻度と小・中・高生の生活時間

表2 時間使用に対する家族の助言頻度と小・中・高生の生活時間（単位：分）

		家族の助言行動頻度				F値
		まったく ない	あまり ない	ときどき ある	よくある	
必需行動時間	小学生	624	641	638	634	1.72
	中学生	569	574	570	566	1.36
	高校生	531	536	524	524	2.30 †
拘束行動時間	小学生	480	494	497	495	4.85 **
	中学生	542	548	547	558	3.10 **
	高校生	622	629	644	641	2.52 †
自由時間	小学生	317	304	303	310	2.30 †
	中学生	327	317	321	315	1.52
	高校生	286	274	271	274	1.26
学校以外で遊ぶ時間	小学生	56	48	42	36	10.18 ***
	中学生	29	25	24	18	4.83 **
	高校生	17	21	17	13	1.56
学校以外での勉強時間	小学生	66	68	72	103	36.38 ***
	中学生	116	117	127	137	7.90 ***
	高校生	67	68	73	85	4.34 **
習い事時間	小学生	26	31	36	36	3.88 **
	中学生	8	9	11	13	2.63 *
	高校生	3	5	3	6	1.41
メディア接触時間	小学生	100	90	85	66	25.12 ***
	中学生	113	103	93	82	19.19 ***
	高校生	125	106	101	91	10.42 ***
人と過ごす時間	小学生	21	20	22	20	0.35
	中学生	14	14	19	17	3.94 **
	高校生	14	22	20	15	3.05 *
その他	小学生	45	43	43	45	0.30
	中学生	45	47	45	46	0.33
	高校生	57	51	55	63	1.30
時間の使い方の自己評価	小学生	8.30	7.49	7.41	7.09	2.09 †
	中学生	6.49	6.11	6.55	5.96	1.63
	高校生	5.90	5.91	6.06	5.57	0.35

p<.001\*\*\* p<.01\*\* p<.05\* p<.10†

時間使用に対する家族の助言頻度と小・中・高生の生活時間との関係は表2に示した。統計的に有意差が認められた変数を中心にみていく。

時間使用に対する家族の助言頻度と必需行動時間との関係をみると、高校生の場合に、助言がまったくない、あまりないグループに比べて、ときどきある、よくあると回答したグループの必需行動時間がやや短かった。拘束行動時間は、小学生、中学生、

高校生ともに助言頻度との関係に有意差がみられたが、概ね助言頻度が多いほど、拘束行動時間が長くなる傾向にあった。自由時間全体をみると、小学生のみが統計的に有意差が認められたが、まったくないと回答したグループの自由時間が317分でもっとも長かった。自由時間の詳細をみてみると、学校以外で遊ぶ時間は、小学生、中学生において助言頻度が多いほど、短くなる傾向にあった。学校以外での勉強時間は、小・中・高生ともに助言頻度と平行に増加傾向にあったが、特に小学生は助言がまったくないと回答したグループの66分比べてよくあるグループは103分であった。メディア接触時間は、小・中・高生ともに助言頻度が多いほど短くなり傾向がはっきりと表れ、まったくないと回答したグループよりよくあるグループにおいて概ね30分ほど短くなっていることが分かった。人と過ごす時間に関しては、助言頻度と一定の関係は見いだせないが、中学生に関してみると、助言がないグループに比べてあるグループの方がやや長い傾向がみられた。

時間の使い方の自己評価に関しては、小学生は助言頻度が多くなるにつれて自己評価点数が低いことが特徴としてあらわれた。

### 3.3 家族の助言頻度・生活時間が時間の使い方に対する時間感覚に与える影響

表3には、時間使用に対する家族の助言頻度、生活時間が時間の使い方に対する時間感覚に与える影響についての分析結果を示した。

まず、「時間をむだに使っていると感じる」という時間感覚に、時間使用に対する家族の助言頻度は正の影響がみられ、助言頻度が多いほど、時間をむだに使っていると感じることが確認できた。また、時間の使い方の自己評価の影響も小、中、高生とともにみられたが、助言頻度とは逆に負の影響を与えていることがわかった。すなわち、時間の使い方に対する自己評価が高ければ高いほど、時間をむだに使っていると感じないという結果であった。小学生と高校生にみられる特徴は、メディア接触時間が長ければ長いほど、時間をむだにつかっていると感じる傾向にあった。中学生のみにみられたのは、習い事の時間が負の影響、高校生のみに見られたのは、学校以外で遊ぶ時間が負の影響をしていることであった。

次に、「もっとゆっくりすごしたい」という時間感覚についてであるが、小、中、高生に共通にみられる要因は確認できなかった。小学生は、助言頻度が多いほど、もっとゆったりすごしたいと感じるが、一方、高校生では助言頻度が多いともっとゆっくりすごしたいと感じない傾向にあった。小学生においては、学校以外での勉強時間、メディア接触時間、その他の時間が長ければ長いほど、もっとゆったりすごしたいと感じる傾向にあった。中学生では、時間の使い方の自己評価が高ければ、生活時間のゆとりを求めないことが確認できた。高校生においては、通学時間を含む拘束行動時間が長ければ長いほど、生活時間のゆとりを求めると解釈できる結果であった。

表3 家族の助言頻度・生活時間が時間の使い方に対する時間感覚に与える影響

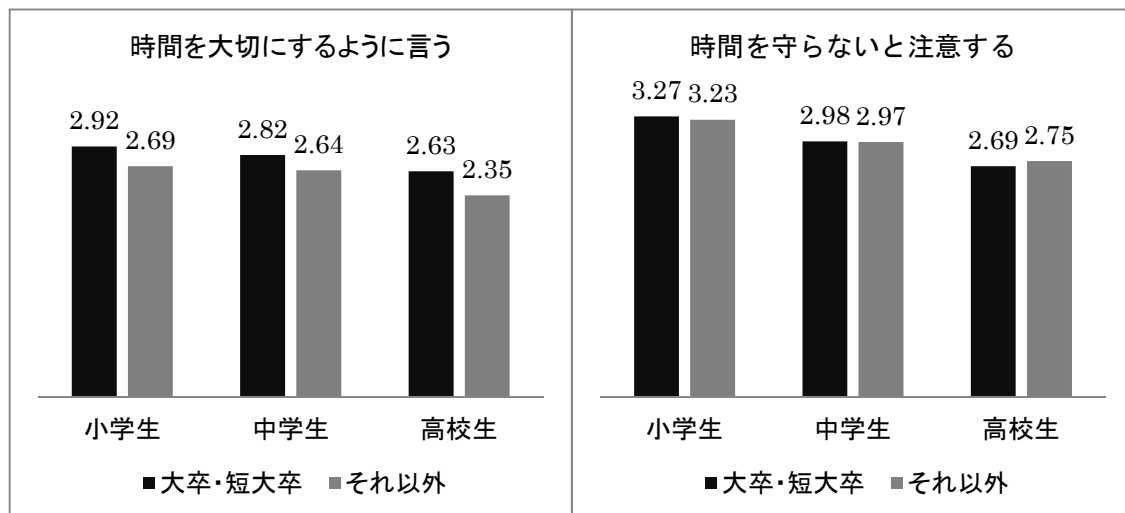
	時間をむだに使っていると感じる					
	小学生		中学生		高校生	
	B	Beta	B	Beta	B	Beta
時間使用に対する家族の助言頻度	.149	.173 ***	.109	.134 ***	.067	.084 ***
必需行動時間	.000	.034	-.001	-.007	-.001	-.003
拘束行動時間	.001	.053	.000	.024	.000	.056
学校以外での遊ぶ時間	.000	.020	-.001	-.002	.001	.041 *
学校以外での勉強時間	.001	.063	.000	.056	.001	.117
習い事時間	-.001	-.007	-.001	-.048 *	.000	.001
メディア接触時間	.001	.064 †	.001	.058	.001	.147 **
その他の時間	.001	.075 **	.001	.046	.001	.060
時間の使い方の自己評価	-.015	-.102 ***	-.016	-.122 ***	-.022	-.181 ***
cons	1.339	—	2.412	—	2.394	—
F	13.36***		16.06***		12.07***	
R <sup>2</sup>	.047		.042		.059	
Adjusted R <sup>2</sup>	.044		.039		.054	
N	2402		3336		1722	
	もっとゆつくり過ごしたい					
	小学生		中学生		高校生	
	B	Beta	B	Beta	B	Beta
時間使用に対する家族の助言頻度	.045	.051 *	-.017	-.022	-.036	-.047 †
必需行動時間	.000	.031	-.001	-.029	.000	.013
拘束行動時間	.001	.043	.000	.038	.001	.227 **
学校以外での遊ぶ時間	-.001	-.020	-.001	-.006	.001	.049
学校以外での勉強時間	.002	.141 ***	.001	.019	.001	.054
習い事時間	.001	.030	-.001	-.021	.000	.004
メディア接触時間	.001	.094 *	.000	.003	.000	.041
その他の時間	.001	.071 *	.000	.022	.001	.123 *
時間の使い方の自己評価	-.004	-.026	-.006	-.050 **	-.004	-.031
cons	2.039	—	3.355	—	2.306	—
F	6.25**		2.38*		5.11***	
R <sup>2</sup>	.023		.006		.026	
Adjusted R <sup>2</sup>	.019		.004		.021	
N	2399		3331		1721	

p<.001\*\*\* p<.01\*\* p<.05\* p<.10†



### 3.4 母親の教育水準と時間の使い方への助言行動との関係

図1 母親の教育水準と時間の使い方への助言行動との関係



先行研究では、母親の教育水準が子どもの生活時間に影響をするとの結果であったが、今回の分析では、小・中・高生の時間感覚と母親の教育水準には直接的な関係は確認できなかった。ただ、母親の教育水準と助言行動頻度の関係をみたところ、‘時間を大切にするように言う’という行動において、母親の教育水準が大卒以上である場合に、助言頻度が多いことが確認できた。おそらく、母親の教育水準は小・中・高生の時間感覚にダイレクトに影響をするというより、時間使用に対する助言行動を通して、子どもの時間の使い方と時間感覚に影響すると推察することができる。

## 4. 考察

本稿では、小・中・高生の時間の使い方に対する時間感覚とその影響要因を明らかにしたが、その中でも時間使用に対する家族の助言頻度と時間の使い方の自己評価の効果を明らかにすることができた。家族から時間使用に関する助言頻度が多いほど、小・中・高生ともに‘時間をむだにつかっている’と評価していることが分かった。‘家族から時間を大切にするように言われる’ことは、小・中・高生の生活指針として作用していると言える結果であった。

また、小学生では、‘もっとゆっくりすごしたい’という時間感覚に対して、時間使用に対する家族からの助言頻度が多いほど、メディア接触時間が多いほど、ゆとりのある生活を求めていることが分かった。この結果からは、小学生の時間使用に対する助言は、彼らの時間使用にかなり直接的に関与している様子も推測される。一方では、

小学生のメディア接触に関して大人の関与が必要であるとの解釈も可能であろう。

本稿で使用するデータの中に、‘時間を守らないと注意する’頻度についての情報も含まれているが、今回の分析結果を踏まえ、時間使用に対して、望ましくない時により具体的な助言をする家族の行動の影響は、生活時間および時間使用に対する時間感覚にどのように関係しているのかについての分析は今後の課題にしたい。さらに、時間使用に対する家族からの助言頻度は、生活時間を媒介して、時間使用に関する自己評価へ影響を及ぼし、それらの総合的に後に時間感覚に影響するという関係性も考えて、追加分析も今後の課題にしたい。

#### [謝辞]

〔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〔「放課後の生活時間調査，2008」（ベネッセ教育総合研究所）〕の個票データの提供を受けました。

#### [参考文献]

- 森田弥生・山口賀子・奥山則子・福田賢一（1999）.「小学生の生活における自由時間と忙しさへの意識について―荒川区内の2小学校5・6年生の調査より」, 東保学誌 2(1), 25-28.
- ベネッセ教育総合研究所（2009）.「放課後生活時間調査報告書」
- Cha, S.E.(2010).“Who is the Busiest in Korea? A study on Gender Difference in Time Pressure”, Korea Journal of Population Studies, 33(1), 27-49.
- Cha, S.E.(2014). “Associations between Paid Work Hour and Time Pressure-Focused on the Role of Rest and Leisure”, Korea Journal of Population Studies, 37(3), 25-52.
- Chin, M.J.(2008) “Family Structure and Children's Time use”, Family and culture, 20 (3), 187-211.
- Song, Y.J.(2013). “Differences in Time Use of Adolescent by Parental Socio-economic Characteristics”. Family and Culture, 25(3), 31-53.
- Wi, J.Y.(2012). 時間管理訓練が小学生の自己肯定感と学校生活適応に与える効果, Gwanju National University of Education.



# 仕事と家族に関する小学生の将来目標

大高 瑞郁

(山梨学院大学)

本研究は、ベネッセコーポレーションから提供を受けた「モノグラフ 小学生ナウ 男の子の世界・女の子の世界, 2004」の個票データを二次分析し、仕事と家族に関する小学生の将来目標について検証した。その結果、小学生の「将来仕事より家族を優先したい」という目標が、幸福感および、肯定的な自己評価と関連することが示された。このような結果を自己決定理論 (Self-Determination Theory) (Ryan, & Deci, 2002) に基づいて解釈すると、上述の小学生の将来目標は、内発的将来目標であり、自律的動機 (Autonomous motive) による自己と調和した目標 (Self-concordant goal) だと考えられる。考察では、そうした可能性を踏まえ、今後の仕事と生活の調和 (Work Life Balance) の在り方について議論する。

## 1. 問題

仕事と生活の調和 (Work Life Balance) に関連して、「仕事」「家庭生活」「個人の生活等」の優先度について、希望と現実を調べた調査がある (『平成22年度少子化社会に関する国際意識調査』内閣府, 2011)。この調査は20-49歳の男女を対象として、日本・韓国・アメリカ・フランス・スウェーデンの5カ国で実施されたもので、国ごとに Table 1 のような結果を得ている。

Table 1 Priority of 'work,' 'family responsibilities,' and 'personal interests'

		Work	Family	Person	W & F	W & P	F & P	W, F, P	D.K.
Japan (1,248)	Ideal	7.9	22.8	6.7	27.7	8.9	11.8	13.7	0.6
	Actual	30.1	25.6	7.0	21.1	6.9	4.2	4.3	0.7
Korea (1,005)	Ideal	15.4	34.5	5.7	26.5	5.6	4.1	7.7	0.6
	Actual	26.3	30.4	9.2	20.2	6.2	2.1	4.2	1.5
U.S.A. (1,000)	Ideal	9.1	29.3	4.8	24.7	5.9	6.9	18.5	0.8
	Actual	20.4	24.0	6.2	24.6	6.7	6.3	11.1	0.7
France (1,002)	Ideal	4.6	38.5	4.7	14.8	3.4	10.5	23.4	0.2
	Actual	24.0	26.2	4.7	20.3	6.1	6.1	11.4	1.3
Sweden (1,001)	Ideal	3.5	37.5	3.6	17.6	2.8	10.0	24.4	0.7
	Actual	12.5	28.7	6.3	23.6	6.0	6.0	15.6	1.4

調査項目：希望 (Ideal) 「現在のあなたの日常における、「仕事」、「家庭生活」、「個人の生活等」の優先度についてお聞かせください。あなたの希望に最も近いものを1つだけ選んでください。」

／現実 (Actual) 「では、あなたの現実に最も近いものを1つだけ選んでください。」

回答選択肢：「仕事」を優先 (Work) / 「家庭生活」を優先 (Family) / 「個人の生活等」を優先 (Person) / 「仕事」と「家庭生活」とともに優先 (W & F) / 「仕事」と「個人の生活等」とともに優先 (W & P) / 「家庭生活」と「個人の生活等」とともに優先 (F & P) / 「仕事」と「家庭生活」と「個人の生活等」とともに優先 (W, F, P) / わからない (Don't Know)

まず、希望については、日本のみ「仕事」と「家庭生活」をともに優先したい人が最も多く、他4カ国では「家庭生活」を優先したい人が最も多い。つぎに、現実には、日本では「仕事」、アメリカでは「仕事」と「家庭生活」をともに優先している人が最も多く、他3カ国では希望と同じく「家庭生活」を優先している人が最も多い。こうした結果から、日本の家庭を軽視する傾向と共に、日本とアメリカにおいて、希望に反して仕事を優先せざるを得ない現状が窺える。

つづいて性別ごとの結果を、男性についてTable 2女性について Table 3に示す。まず先に、女性に関する結果をみると、どの国においても、希望・現実ともに「家庭生活」優先を選択する女性が最も多いことから、女性は国を問わず、家庭生活を重視する傾向にあることが分かる。

一方、男性については、希望としては、日本・韓国・アメリカの3カ国では「仕事」と「家庭生活」をともに優先したい男性、フランス・スウェーデンの2カ国では「家庭生活」を優先したい男性が最も多い。しかし現実には、スウェーデンのみ「仕事」と「家庭生活」をともに優先している男性が最も多く、他4カ国では「仕事」を優先している男性が最も多い。というように男性は、家庭生活を軽視する傾向にあると同時に、仕事を優先せざるを得ない状況に置かれやすいことが示唆される。

Table 2 Priority of 'work,' 'family responsibilities,' and 'personal interests' in men

		Work	Family	Person	W & F	W & P	F & P	W, F, P	D.K.
Japan (539)	Ideal	12.4	11.5	8.5	35.4	10.4	7.1	13.4	1.3
	Actual	45.1	8.3	8.9	23.9	8.0	1.7	2.8	1.3
Korea (514)	Ideal	23.3	22.0	5.8	29.4	6.4	3.1	8.9	1.0
	Actual	37.7	16.7	9.1	22.8	5.6	1.2	4.9	1.9
U.S.A. (491)	Ideal	12.4	20.4	5.1	31.2	6.7	4.3	19.3	0.6
	Actual	27.3	15.3	8.1	27.3	6.3	4.5	10.2	1.0
France (460)	Ideal	6.7	35.2	5.4	19.1	3.3	8.5	21.5	0.2
	Actual	29.6	21.5	5.2	18.9	6.7	4.1	12.4	1.5
Sweden (510)	Ideal	4.3	32.0	4.9	19.4	3.9	10.2	24.3	1.0
	Actual	16.5	21.4	7.6	23.1	8.0	5.3	16.3	1.8

Table 3 Priority of 'work,' 'family responsibilities,' and 'personal interests' in women

		Work	Family	Person	W & F	W & P	F & P	W, F, P	D.K.
Japan 709	Ideal	4.4	31.3	5.2	21.9	7.8	15.4	14.0	0.1
	Actual	18.8	38.8	5.5	18.9	6.1	6.2	5.5	0.3
Korea 491	Ideal	7.1	47.7	5.5	23.4	4.7	5.1	6.3	0.2
	Actual	14.3	44.8	9.2	17.5	6.7	3.1	3.5	1.0
U.S.A. 509	Ideal	5.9	37.9	4.5	18.5	5.1	9.4	17.7	1.0
	Actual	13.8	32.4	4.3	22.0	7.1	8.1	12.0	0.4
France 542	Ideal	2.8	41.3	4.1	11.1	3.5	12.2	24.9	0.2
	Actual	19.2	30.3	4.2	21.4	5.5	7.7	10.5	1.1
Sweden 491	Ideal	2.6	43.2	2.2	15.7	1.6	9.8	24.4	0.4
	Actual	8.4	36.3	4.9	24.0	3.9	6.7	14.9	1.0

以上の傾向は、成人について見られたものだが、こうした成人の役割に関する価値観形成について、その準備は、成人期・青年期より前の児童期から始まることが指摘されている。Goldstein & Oldham (1979) は、アメリカの1,3,5,7年生900名を対象に調査を行い、仕事に関する価値観が、児童期に既に形成されつつあることを示している。また、こうした初期の価値観形成は、後の価値観形成に影響し続けるといわれている (Handel, Cahill, & Elkin, 2007)。

では、仕事と生活の調和について、児童（小学生）はどのように考えているのだろうか。日本の小学5,6年生1,152名を対象とした『モノグラフ小学生ナウ 男の子の世界・女の子の世界, 2004 (ベネッセコーポレーション)』は、「将来、仕事より家族を優先したい」という目標について、性別を問わず、目標としては「とてもそう思う」という回答が最も多く、予想では「少しそう思う」という回答が最も多いという結果を示している (Table 4)。したがって小学生は、家族を重視しつつも、仕事を優先せざるを得ない将来の現実を予想しているといえる。

Table 4 Priority of 'work,' and 'family responsibilities,' in schoolchildren

		Strongly agree	Rather agree	Somewhat agree	Somewhat Disagree	Strongly disagree
All 1142	Goal	34.5	24.9	27.7	7.3	5.6
	Expect	26.6	20.3	30.0	13.6	9.5
Boys 584	Goal	36.9	21.5	28.1	5.4	8.1
	Expect	28.1	17.5	30.2	12.0	12.2
Girls 558	Goal	32.4	28.8	27.0	9.1	2.7
	Expect	25.3	23.5	29.5	15.0	6.7

調査項目：目標 (Goal) 「おとなになったとき、あなたはどんな仕事をする人になりたいですか。」  
「仕事より自分の家族を大事にしたい」予想 (Expect) 「おとなになったとき、あなたはどんな仕事をする人になっていると思いますか。」「たぶん、仕事より自分の家族を大事にしているだろう」

回答選択肢：とてもそう思う (Strongly agree) / わりとそう思う (Rather agree) / 少しそう思う (Somewhat agree) / あまりそう思わない (Somewhat disagree) / ぜんぜんそう思わない (Strongly disagree)

小学生が抱いている「将来仕事より家族を優先したい」という目標が、将来、彼らの予想通り、仕事を優先せざるを得ず、達成されないとしたら、はたして、どのような帰結がもたらされるのだろうか。これには、小学生の仕事と家族に関する将来目標が内発的なものか否か、が関わってくると考えられる。

というのも、自己決定理論 (Self-Determination Theory) (Ryan, & Deci, 2002) の1つである基本的心理欲求理論 (Basic Psychological Needs Theory) (Ryan, & Deci, 2000) によれば、基本的心理欲求には、自律性 (Autonomy) ・有能性 (Competence) ・関係性 (Relatedness) の3つがあり、これらの充足が精神的健康に繋がるという。

そして、こうした基本的心理欲求理論に基づく目標内容理論 (Goal Contents Theory) (Kasser & Ryan, 1993; 1996) は、将来目標 (aspiration) には、内発的なものと外発的なものがあり、内発的将来目標を追求・達成することによって、基本的心理欲求が満たされ、幸福感や満足感といった精神的健康が高まるとしている。

したがって、小学生の「将来仕事より家族を優先したい」という目標が内発的なもので、その目標が達成されない場合には、彼らの精神的健康が損なわれることが危惧されるのである。そこで本研究は、小学生の仕事と家族に関する将来目標が内発的なものか検討することを目的として、具体的には、幸福感および自己評価との関連を検証する。

幸福感との関連を検証するのは、小学生の「将来仕事より家族を優先したい」という目標が内発的なものであれば、前述の目標内容理論から、幸福感が高いことが予測されるためである。また、肯定的な自己評価が、内発的動機を含有する自律的動機による (Sheldon & Elliot, 1998) 自己と調和した目標 (Self-concordant goal) と関連することから (Judge, Bono, Erez, & Locke, 2005) , 小学生の仕事と家族に関する将来目標が、肯定的な自己評価と関連するならば、これは内発的なものだと考えられるため、自己評価との関連も検証する。

## 2. 方法

ベネッセコーポレーションから提供された、モノグラフ小学生ナウ 男の子の世界・女の子の世界、2004 (調査対象：首都圏 (東京都・神奈川県・千葉県) の小学5・6年生、有効回収数：1,152名、調査時点：2004年6-7月、調査方法：学校を通じた質問紙自記式) の個票データ1,148名について二次分析を行った。

### 2.1 変数

分析には、仕事と家族に関する将来目標・自己評価・幸福感・性別・学年の5変数を用いた。

仕事と家族に関する将来目標 (Goal) については「おとなになったとき、あなたはどんな仕事をする人になりたいですか。」と尋ね「仕事より自分の家族を大事にした

い」との項目に「とてもそう思う」「わりとそう思う」「少しそう思う」「あまりそう  
思わない」「ぜんぜんそう思わない」の5件法で回答を得た。なお、値が大きいほ  
ど、将来仕事より家族を優先したいことを示す。

自己評価 (Self Evaluation) 14項目については「あなたはどんな子ですか。」と尋  
ね「とてもそう」「わりとそう」「少しそう」「あまりそうでない」「ぜんぜんそうで  
ない」の5件法で回答を得た (項目:「体がじょうぶ」「スポーツがとくい」「身のま  
わりを整理・整頓している」「学校の成績がいい」「正直」「少しくらいのことで  
は、へこまない (強い)」「人への思いやりがある」「みんなの前で発表するのがと  
くい」「きれいな人とでも遊ぶ」「がまん強い」「規則やおとなに言われたことをき  
ちんと守る」「友だちがたくさんいる」「なっとくがいかなければ、親にも、もんく  
を言う」「なっとくがいかなければ、先生にも、もんくを言う)。そして、信頼性  
を確認したところ、14項目の $\alpha$ は.80で、単純加算し平均値を求め、変数として用い  
た。なお、値が大きいほど、自己評価が高いことを示す。

幸福感 (Happiness) については「あなたは今、幸せですか。」と尋ね「とても幸  
せ」「わりと幸せ」「少し幸せ」「あまり幸せでない」「ぜんぜん幸せでない」の5件  
法で回答を得た。なお、値が大きいほど、幸福感が高いことを示す。

性別 (Sex) については「性別」について「男子」を選択した場合を「0」,「女子」  
を選択した場合を「1」と数値化した。

学年 (Grade) については「学年」について「5年」を選択した場合を「0」,「6年」  
を選択した場合を「1」と数値化した。

### 3. 結果

#### 3.1 分析対象者の属性

分析対象者1,148名の性別は男子584名・女子558名・不明6名, 学年は5年生552  
名・6年生590名・不明6名であった。

#### 3.2 基本統計

各変数の平均値および標準偏差を Table 5に示す。

Table 5 Descriptive statistics of variables

Variable	Mean	SD
Goal	2.24	1.16
Self-evaluation	3.00	0.66
Happiness	2.17	1.17



### 3.3 変数間の関連

各変数間の相関関係を Table 6に示す。

Table 6 Correlations between each variable

Variable	1	2	3
1. Goal	1	.19**	.31**
2. Self-evaluation	-	1	.32**
3. Happiness	-	-	1

†  $p < .10$ , \*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$ , \*\*\*  $p < .001$

### 3.4 自己評価および幸福感と仕事と家族に関する将来目標の関連

自己評価および幸福感と仕事と家族に関する将来目標の関連を重回帰分析によって検証した結果を Table 7に Model 1 として示す。さらに、性別ごとに検証した結果を、男子について Model 2 として、女子について Model 3 として示す。

Table 7 Multiple Regression analysis

Dependent Variable: Goal

Independent Variable	$\beta$		
	1	2	3
Self-evaluation	.10**	.09*	.12*
Happiness	.27***	.31**	.21**
Grade	.07*	.03	.11**
Sex (0: Boy, 1: Girl)	.00		
R <sup>2</sup>	.11	.12	.10

†  $p < .10$ , \*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$ , \*\*\*  $p < .001$

Model1からは、性別を問わず、自己評価が肯定的であるほど、幸福感が高いほど、学年が高いほど、将来仕事より家族を優先したいと考えていることが示された。なお、学年と仕事と家族に関する将来目標の関連は、女子のみの分析では有意だったが (Model 3), 男子のみの分析では有意ではなかった (Model 2)。

## 4. 考察

本研究は、小学生の「将来仕事より家族を優先したい」という目標が、幸福感および肯定的な自己評価と関連することを明らかにし、小学生の仕事と家族に関する目標は内発的なものであることを示唆した。そして、仕事を優先せざるを得ない状況によって、こうした内発的将来目標の達成が妨げられることは、精神的に不健康な状態を引き起こす危険性をはらむ (Kasser & Ryan, 1993; 1996)。

また、前述の『平成22年度少子化社会に関する国際意識調査』(内閣府, 2011)の結果を分析した高橋 (2011) は、仕事優先を余議なくされる要因として、労働時間の長さ、職場における仕事と育児の両立しにくさ、の2つを見出している。したがっ

て、労働時間を短縮し、仕事と育児を両立しやすい職場を作ることで、仕事より家族を優先したいという内発的将来目標を、実現することが可能な状況を創出していくことが肝要だと考えられる。

なお、調査方法が異なるため、厳密に比較することはできないが、日本の小学生は、性別を問わず、家庭を重視する傾向にあったのに対し、日本の成人については、男性の家庭を軽視する傾向と女性の家庭を重視する傾向が見られた。こうした違いが生じた理由の1つに、青年期・成人期における性役割の社会化を通じて「男は仕事、女は家庭」という性別役割分業意識が形成された可能性が考えられる。

このような可能性を、児童期の男女は共に、仕事より家庭を優先させることを内発的に望んでいるという本研究の結果を踏まえて考えるならば、とりわけ男性において、青年期・成人期を通して、望まない性役割を強要されている危険性を指摘することができるだろう。したがって、青年期・成人期における性役割の社会化の在り方についても見直す必要があると考えられる。

また、本研究の主眼ではないが、学年が高いほど「将来、仕事より家庭を優先したい」と考える傾向は、男子には見られず、女子においてのみ見られた。このような性差は、男子より女子の方が早く青年期を迎えることに由来するかもしれない。

これらの可能性を検討するため、仕事と生活の調和を考えるにあたり、児童期から成人期まで幅広く対象とした研究が必要とされるだろう。また、価値観は、時代によっても変化することから、縦断的な検討も重要だといえる。

### [謝辞]

〔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「[モノグラフ小学生ナウ 男の子の世界, 女の子の世界, 2004] (ベネッセコーポレーション)」の個票データの提供を受けました。また、成果報告会では、コメンテータの仁平典宏先生(東京大学)に大変貴重なご意見を賜りました。心より御礼申し上げます。最後に、研究会に参加された全ての方々に感謝し、謝辞とさせて戴きます。

### [参考文献]

- ベネッセコーポレーション, 2004, 「モノグラフ小学生ナウ 男の子の世界・女の子の世界, 2004」, (2015年1月7日取得,  
<http://a111.g.akamai.net/f/111/143111/15m/benesse1.download.akamai.com/143111/j/monographpdf/1/1-vol-24-3.pdf>)
- Goldstein, B., & Oldham, J., 1979, *Children and work: A study of socialization*. New Brunswick, NJ: Transaction.
- Handel, G., Cahill, S., & Elkin, F., 2007, *Children and society: The sociology of*

- children and childhood socialization*. New York: Oxford University Press.
- Judge, T. A., Bono, J. E., Erez, A., & Locke, E. A., 2005, “Core self-evaluations and job and life satisfaction: The role of self-concordance and goal attainment”, *Journal of Applied Psychology*, 90: 257–268.
- Kasser, T., & Ryan, R. M., 1993, “A dark side of the American dream: Correlates of financial success as a central life aspiration”, *Journal of Personality and Social Psychology*, 65: 410-422.
- Kasser, T., & Ryan, R. M., 1996, “Further examining the American dream: Differential correlates of intrinsic and extrinsic goals”, *Personality and Social Psychology Bulletin*, 22: 280-287.
- 内閣府, 2011, 「平成22年度少子化社会に関する国際意識調査」, (2015年1月7日取得, <http://www8.cao.go.jp/shoushi/cyousa/cyousa22/kokusai/mokuji-pdf.html>) .
- Ryan, R. M., & Deci, E. L., 2000, “Self-determination theory and the facilitation of intrinsic motivation, social development, and well-being”, *American Psychologist*, 55: 68-78.
- Ryan, R. M., & Deci, E. L., 2002, “Overview of self-determination theory: An organismic dialectical perspective”, In E. L. Deci, & R. M. Ryan (eds.), *Handbook of self-determination research* (pp. 3-33).
- Sheldon, K. M., & Elliot, A. J., 1998, “Not all personal goals are not personal: Comparing autonomous and controlled reasons for goals as predictors of effort and attainment”, *Personality and Social Psychology Bulletin*, 24: 546-557.
- 高橋 美恵子, 2011, 働き方とワークライフバランス, (2015年1月7日取得) .

# 中高生の生活態度や意欲と親との関わりの関係について

三沢 徳枝

(大阪府立大学大学院)

一般的に望ましい行動の多い子どもは、自尊感情が高い傾向にあるとされる。2008年の放課後の生活時間調査のデータの内、中高生を対象に、生活態度や意欲と親との関わりについて、重回帰分析で各要因間の因果関係を推定した。結果から、自分に自信が持てるとやる気が高まり、規則正しい生活や自主的な学習、将来の目標を持つこと等、望ましい生活態度が多く、中学生より高校生はやる気と将来の目標の明確さの関連が強く見られた。また自信がなかったり母親と過ごす時間が多いと、家の手伝いを良くすることから、家庭が拠り所になっていることが推察された。

## 1. はじめに

近年、不登校や引きこもり等で不適応状態の子どもの問題と、その背景の家庭環境に目が向けられ、子どもの生活実態を子どもの視点から捉えようとする傾向が見られる。兄井・須崎他(2013)の研究では、一般的に望ましいとされる行動の多い子ども(小中学生)は、自尊感情が高い傾向があり、保護者から褒められることが自尊感情を高め、お手伝いを頻繁に行い、授業中の挙手や発言行動等も多くなることが明らかになっている。つまり元来自尊感情が高い子どもであるから望ましい生活をしているのではなく、親に褒められることが望ましい生活態度に間接的に影響している。

また、吉武他(2012)は家族関係や友人関係は生活満足度<sup>1)</sup>より個人内特性(楽観性や自己志向性、自尊感情等)との関連が強く、しかも中学生の方が高校生より強いとする、家族関係と友人関係が個人内特性の構築や向上に果たす役割や発達的な違いを明らかにした。

一方で家族関係は家庭の経済状態に影響される可能性が考えられるが、生活保護世帯の高校生への質的調査から、林(2012)は生活保護世帯の高校生(女子)が家庭以外の場所では自己肯定感や自己効力感を獲得できず、家族に合わせた生活を送り「家庭への準拠」を強めた結果、低位の進路を選択していると示唆した。

このように親への依存から脱却し自立していく過程にある<sup>2)</sup>と見られる中高生は、吉武他(2012)によって、家族関係と個人内特性の間に発達的な違いがあることが明らかにされているが、個人内特性や家族関係と生活態度の間を媒介する変数<sup>3)</sup>を媒介させたモデルの検討は十分にされておらず、親との関わりが、家事手伝いなどを良くして積極的に学習するなどの望ましい生活態度<sup>4)</sup>や自尊感情の下位概念である意欲<sup>5)</sup>に影響するのかわ不明である。

本研究ではこれらの要因間の関連性を重回帰分析により、中高生の生活態度や意欲と親

との関わりの関係について検討した。中学生への生活支援の方策を検討する上で、有効な資料となると考える。

## 2. 研究目的

本研究では2008年に実施された小学生、中学生及び高校生を対象とする「放課後の生活時間調査」(ベネッセ教育総合研究所)のデータを基に、家の手伝いや自分から学習するか、将来の目標があるか等の生活態度と親との関わり、意欲(自信ややる気)との関係について、重回帰分析によって各要因間の因果関係を明らかにすることを目的とする。

## 3. 研究の方法

### 3.1 データ及び調査対象

本研究では、2008年11月10日～14日実施の「放課後の生活時間調査」(ベネッセ教育総合研究所)の内、中学生1～3年生3592名と高校生1～2年生1822名の合計5414名のデータを用いた(回収率31.2%)。

### 3.2 調査内容

この調査は24時間調査(平日24時間に行った行動を15分単位で回答)とアンケート調査から構成されているが、本研究では、アンケート調査の以下の質問項目を使用し、選択肢を一部削除して分析している。

問い) ふだん(学校がある日)、次のことを、一日にどれくらいの時間やっていますか。

“家の手伝いをする”(1.しない～6.1時間を回答として採用した。2時間以上の回答は全体で中学生1.0%、高校生1.2%と少なく、多くの子どもの生活実態を反映していないと考えられるため削除した)

問い) ふだん(学校がある日)、次の人と1日にどれくらいの時間をすごしていますか。

“お父さん”(1.ほとんどない～8.4時間より多いを採用し、9.いない・一緒に暮らしていないを削除した)。

“お母さん”(上記と同様に1～8を採用した)。

問い) あなた自身について、次のことはどれくらいあてはまりますか。

“規則正しい生活をしている” “人に言われなくても自分から勉強する” “将来の目標がはっきりしている”(1.とてもあてはまる～4.まったくあてはまらないまで、反転項目として得点化した)。

問い) 次のように感じるがありますか。

“やる気が起きない”“自分に自信が持てない”(1 とても感じる～4 まったく感じない)。

## 生活態度

本研究では、生活の満足感(生活の質の評価)の反映された生活行為として、生活態度を捉えている。「家の手伝いをする(時間)」、「規則正しい生活をしている」、「自分から勉強する」、「将来の目標がはっきりしている」、を観測変数として用いた。

## 意欲

子どもと親は相互に影響を受け、家族関係から子どもが得る資質・能力として意欲を捉え、「やる気」、「自信」を観測変数とした。

## 親との関わり

親子の関わりの中の良さや温かい養育態度等、質的な面ではなく、どのくらいの関わりを持つかという関わり量の多少から量的な面で捉え、「お父さん」、「お母さん」と過ごす時間を観測変数として用いた。

### 3.3 仮説の設定

これまでの先行研究の知見を踏まえ、次の仮説を設定し図3に示す。

仮説1:「自信」は「やる気」を引き起こす。

仮説2:「やる気」のある子どもほど望ましい生活態度(規則正しい生活をしている、自分から勉強する、将来の目標がはっきりしている)がある。

仮説3:「お父さん」「お母さん」と過ごす時間と「家の手伝いをする」には関連がある。

仮説4:「家の手伝いをする」子どもほど「やる気」がある。

仮説5:「お父さん」「お母さん」と過ごす時間が長い子どもほど「自信」がある。

## 4.結果

### 4.1 意欲について

中高生の自分に自信が持てるか、やる気を持っているかについて、学年別にみた結果を図1と図2に示した。学年別と自信に関して $\chi^2$ 検定を行った結果、有意だった( $\chi^2(12) = 61.14, p < .01$ )。またやる気に関して $\chi^2$ 検定の結果も有意だった( $\chi^2(12) = 36.51, p < .01$ )。

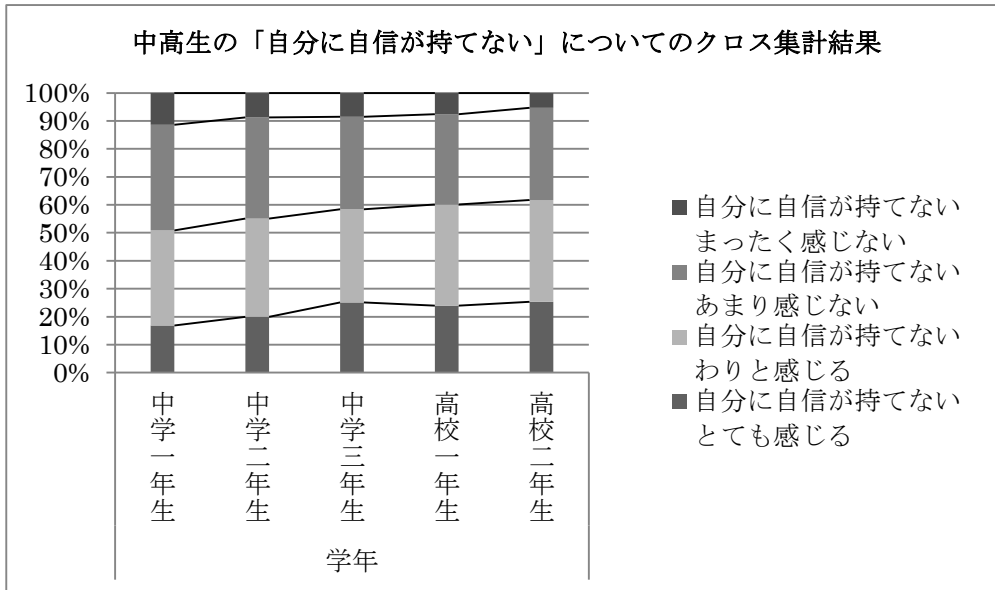


図1.中高生の「学年別」と「自分に自信が持てない」の関係

n=5368,  $(\chi^2(12) = 61.14, p < .01)$

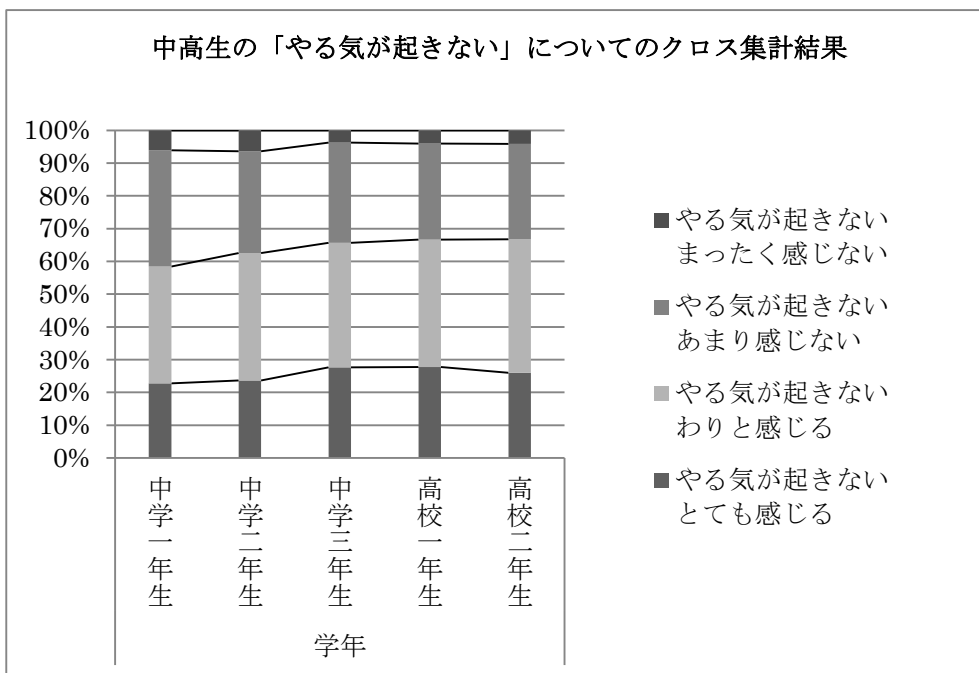


図2.中高生の「学年別」と「やる気が起きない」の関係

n=5368,  $(\chi^2(12) = 36.51, p < .01)$

残差分析の結果、表1、表2のように中学1年では「自分に自信が持てない」を「まったく感じない」が多く、中2年で「あまり感じない」、中3年は「とても感じる」が有意に多かった。高校1年、2年でも「とても感じる」が有意に多かった。

中学1年で「やる気が起きない」を「あまり感じない」が多く、中2年では「全く感じ

ない」が多いが、中3年では「とても感じる」が多い。高校1年は「とても感じる」が多く、高校2年は「わりと感じる」が多くなっている。

表1.「自分に自信が持てない」の度数，期待度数，調整された残差							
			自分に自信が持てない				合計
			とても感じる	わりと感じる	あまり感じない	まったく感じない	
学年	中学1年生	度数	208	420	466	141	1235
		期待度数	270.6	430.7	428.2	105.6	1235.0
		調整済み残差	-4.9	-.7	2.6	4.1	
	中学2年生	度数	234	412	424	103	1173
		期待度数	257.0	409.1	406.7	100.3	1173.0
		調整済み残差	-1.8	.2	1.2	.3	
	中学3年生	度数	290	385	382	98	1155
		期待度数	253.0	402.8	400.4	98.8	1155.0
		調整済み残差	3.0	-1.2	-1.3	-.1	
	高校1年生	度数	225	340	304	71	940
		期待度数	205.9	327.8	325.9	80.4	940.0
		調整済み残差	1.7	.9	-1.7	-1.2	
高校2年生	度数	219	315	285	46	865	
	期待度数	189.5	301.7	299.9	74.0	865.0	
	調整済み残差	2.6	1.0	-1.2	-3.7		
合計	度数	1176	1872	1861	459	5368	
	期待度数	1176.0	1872.0	1861.0	459.0	5368.0	

表2.「やる気が起きない」の度数，期待度数，調整された残差							
			やる気が起きない				合計
			とても感じる	わりと感じる	あまり感じない	まったく感じない	
学年	中学1年生	度数	281	440	437	75	1233
		期待度数	313.3	471.6	386.8	61.3	1233.0
		調整済み残差	-2.4	-2.1	3.5	2.0	
	中学2年生	度数	278	456	365	75	1174
		期待度数	298.3	449.0	368.3	58.4	1174.0
		調整済み残差	-1.5	.5	-.2	2.5	
	中学3年生	度数	320	440	355	43	1158
		期待度数	294.2	442.9	363.3	57.6	1158.0
		調整済み残差	2.0	-.2	-.6	-2.2	
	高校1年生	度数	261	365	276	38	940
		期待度数	238.9	359.5	294.9	46.8	940.0
		調整済み残差	1.8	.4	-1.5	-1.4	
高校2年生	度数	224	352	251	36	863	
	期待度数	219.3	330.1	270.7	42.9	863.0	
	調整済み残差	.4	1.7	-1.6	-1.2		



## 4.2 生活態度と意欲、親との関わりの関係

### 4.2.1 仮説の検証から因果モデルの想定

仮説の検証をするために、Amos22.0を用いた重回帰分析を行った。

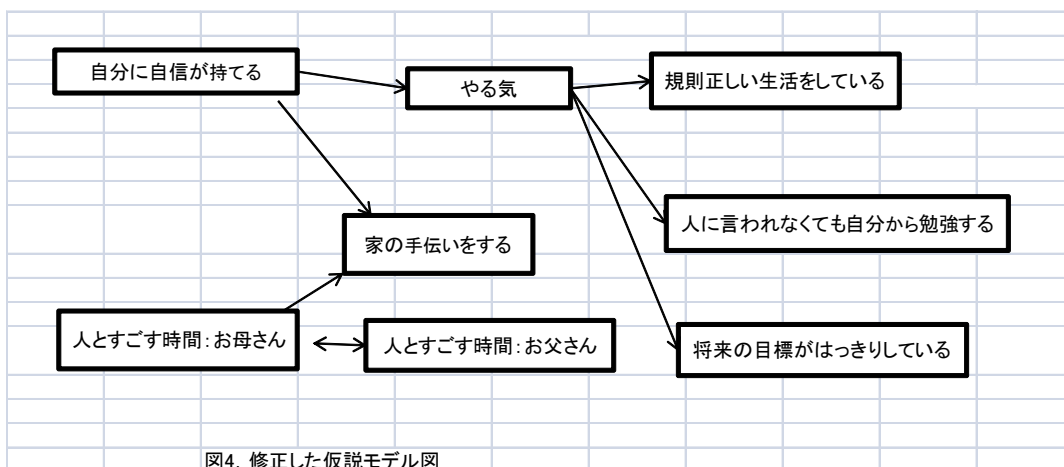
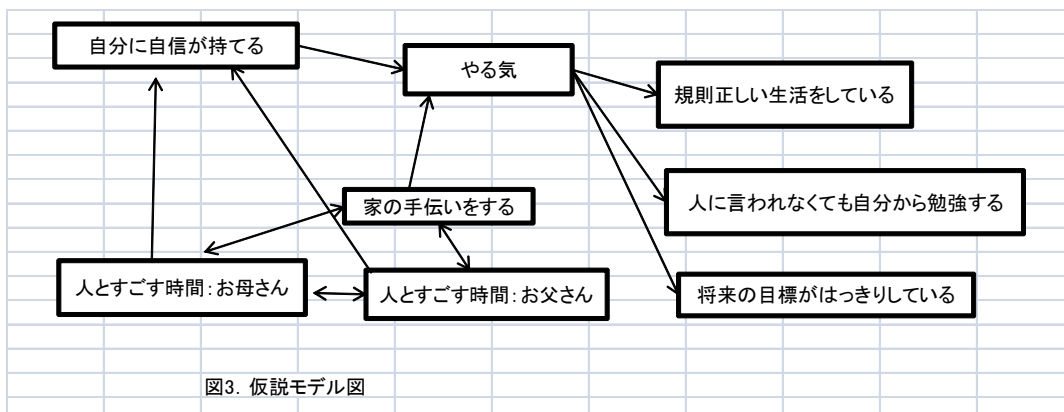
図3の仮説のモデル適合度を見た結果、再度検討をした。(中学生の仮説モデルの適合度指標でCFI=0.841, RMSEA=0.085, 高校生ではCFI=0.883, RMSEA=0.069だった)。その際に仮説4: 高校生で「家の手伝いをする」が「やる気」を説明するのに有意ではなく、仮説5: 「お父さん」「お母さん」とすごす時間は中学生と高校生で「自信」を有意に規定しなかった。そのため仮説5を仮説から削除し、また兄井他(2013)の知見に基づき仮説4を「自信」のある子どもほど「家の手伝いをする」ことが多いと修正した。また仮説3の「お父さん」とすごす時間と「家のお手伝いをする」の相関が中学生、高校生とも低い( $r=0.09\sim 0.12$ )ため削除し、以上の修正をした仮説モデルを以下に示し、図4に表わした。

仮説1: 「自信」は「やる気」を引き起こす。

仮説2: 「やる気」のある子どもほど望ましい生活態度(規則正しい生活をしている, 自分から勉強する, 将来の目標がはっきりしている)がある。

仮説3: 「お母さん」とすごす時間と「家の手伝いをする」には関連がある。

仮説4: 「自信」のある子どもほど「家の手伝いをする」ことが多い。



修正した仮説モデルのモデル適合度を確認した。その結果、中学生における適合度指標は CFI=0.827, RMSEA=0.074, 高校生では CFI=0.899, RMSEA=0.064 であった。CFI の基準値 0.9, RMSEA の基準値 0.05 を下回ったが基準値に近い値であるので、適合度はある程度良いと判断し、この修正した仮説モデルを採択した。

次に中学生と高校生でモデル図は一緒でも、推定値は異なっても良いかの検討を行った。中学生と高校生のモデルを同時に分析し、適合度を確認した結果 CFI=0.837, RMSEA=0.052 であり、ある程度良い適合と見られた。

さらに中学生と高校生の推定値の差について検討した。その結果、中学生と高校生では「やる気」から「将来の目標がはっきりしている」の組み合わせにおいて 5%水準でパス係数に有意な差が確かめられたが、それ以外では有意差は見られなかった。これにより等値制約を入れてモデルの適合度を検討した。等値制約を置かないモデル 1 の適合度は CFI=0.837, RMSEA=0.049, 等値制約を置いたモデル 2 の適合度 CFI=0.837, RMSEA=0.05 だった。吉武他 (2012) が個人内特性と家族関係の関連で中高生の違いを指摘していることと、本論の「自分に自信が持てない」及び「やる気が起きない」の学年別のクロス集計結果から有意差が見られたので、等値制約を置かないモデル 1 を採択し、中学生と高校生で別にモデルの検討を行うこととした。生活態度と意欲、親との関わりの因果関係モデルを図 5 に示す。

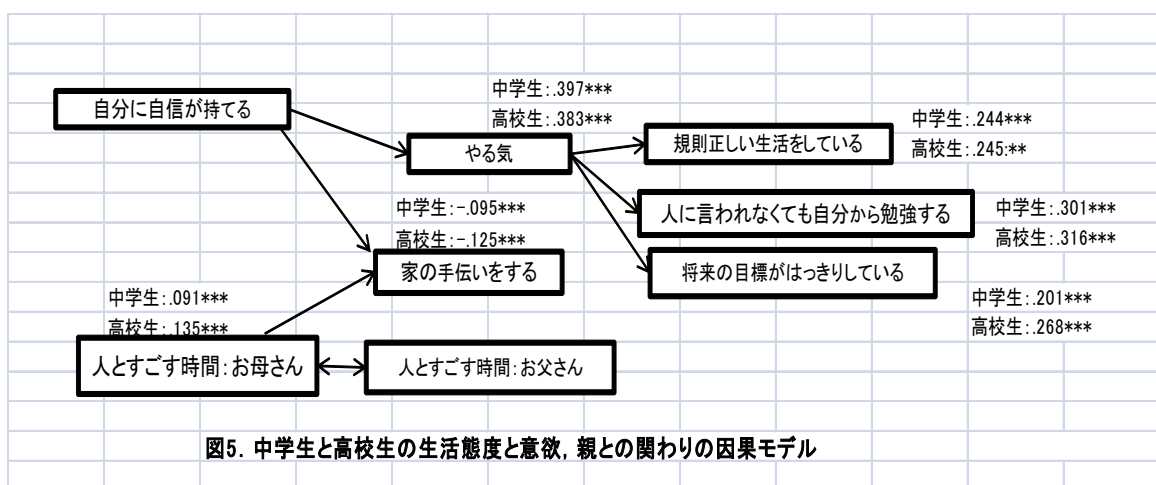


図5. 中学生と高校生の生活態度と意欲、親との関わりの因果モデル

#### 4.2.2 因果モデルの部分的評価

##### (1) 仮説 1~2 について

次の修正した仮説 1~2 について中学生と高校生の結果を見た。

その結果、「自信」は「やる気」に有意な正のパスを示した (中学生: .397,  $p < .001$ , 高校生: .383,  $p < .001$ )。また「やる気」から「規則正しい生活をしている」へのパス係数は有意であった (中学生: .244,  $p < .001$ , 高校生: .245,  $p < .001$ )。「やる気」から「人に言われなくても自分から勉強する」へのパス係数も有意であった (中学生: .301,  $p < .001$ , 高校生: .316,  $p < .001$ )

「やる気」から「将来の目標がはっきりしている」に有意な正のパスを示した（中学生：.201, $p<.001$ ,高校生：.268, $p<.001$ ）。

## (2) 仮説3~4について

「お母さん」と過ごす時間と「お父さん」と過ごす時間の相関係数は中学生 ( $r=.411, p<.001$ ) 高校生 ( $r=.479, p<.001$ ) で有意だった。「お母さん」と過ごす時間から「家の手伝いをする」への有意な正のパスを示した（中学生：.091, $p<.001$ ,高校生：.135, $p<.001$ ）。

また「自信」から「家の手伝いをする」に有意な負のパスを示した（中学生：-.095, $p<.001$ ,高校生：-.125, $p<.001$ ）。

## (3) まとめ

自分への自信からやる気に有意な正のパスを示し、やる気から規則正しい生活や自分から勉強する、将来の目標がはっきりするへの有意な正のパスが見られたことから、自分に自信が持てるとやる気が高まり、規則正しい生活や自主的な学習、将来の目標を持つこと等の生活態度が多くなると考えられた。さらに中学生よりも高校生はやる気があることが将来の目標を明確に持てることに強く影響していると考えられた。

お父さんやお母さんと過ごす時間は中学生、高校生とも中程度の相関が見られたが、家のお手伝いすることについては、お母さんと過ごす時間の影響がプラスに有意に示されているので、母親と一緒に過ごす時間が多ければ、家の手伝いをする頻度も高まると考えられた。

また中学生、高校生とも自信が持てることが家の手伝いをするに負のパスを示しているため、自分に自信がある子どもほど家の手伝いはしないと考えられた。

## 5. 考察

本研究の目的は生活態度と親との関わり、意欲（自信ややる気）との因果関係を検討することである。既存の研究の知見を基に仮説モデルを設定し、重回帰分析によって仮説を検証して因果モデルを想定した。さらに因果モデルを用いて仮説の部分的評価を行った。

その結果、自分に自信が持てることが、やる気を媒介して規則正しい生活や自分から勉強する、将来の目標を明確にするに影響しており、自分に自信が持てるとやる気が高まり、規則正しい生活や主体的な学習、将来の目標を持つこと等の生活態度が多くなることが示された。また中学生よりも高校生は、やる気と将来の目標を明確に持てることとの関連が強く見られた。

兄井他（2013）は親が褒めると子どもの（小中学生）の自尊感情は高まり、望ましい行動が多くなると指摘したが、本論の結果から中学3年から高校生まで自信ややる気が起かない生徒が多く見られ、中学生と高校生で一元的に親との関わりと自尊感情（意欲、自信

ややる気)との関連を解釈するのは適当ではないと考えられた。

お手伝いについて、お母さんと過ごす時間が多いと、家の手伝いをする頻度も多くなり、自分に自信がないと家の手伝いをすると考えられた。家庭生活が子どもの拠り所になっていて、お母さんと過ごす時間が多く、家の手伝いもするような家族に合わせた生活が多い、「家庭への準拠」は自信のない子どもほど強いことが推察された。

本研究では経済状況を反映した検討をしていないが、家庭の経済状態等の厳しさが家庭生活基盤の脆弱性をまねき、親との関わりに影響すると見られ、子どもは自身が置かれた社会経済的状況に適応できないと自分に自信が持てず、やる気もなく、生活態度に影響することが推察される。

### 今後の課題

本研究で用いたデータは多様で広範な中高生を対象とする調査から得たものであるが、中学生 1%、高校生 1.2%が家の手伝いを 2 時間以上していることが明らかで、これらの子どもの親との関わりについてさらに検討する必要があると考える。

また学力・成績面を考慮した分析をしておらず、学力階層による同様の追跡データを検討することが必要である。

### [注]

- 1) Shin, D, C, Johnson, D, M (1978) は生活満足度を生活全般の質の評価と定義した。
- 2) 高橋 (1989) は、中学 2 年生ころから親からの分離・独立意識が急速に高まると指摘している
- 3) 吉武他 (2012) は自己志向性や社会的コンピテンス等を想定した。つまり今の生活や将来の生き方を自分で決定し、目標を立て、自らの行動を律することが出来れば生活の質の評価は高いと考えた。
- 4) 兄井他 (2013) は、“生活のあり方”として勉強時間、お手伝いの頻度、就寝時間等を観測変数として用いており、吉武他 (2012) は家族関係と個人内特性と生活満足度を媒介する、自己決定や自律性を推察している。そこで本研究の“生活態度”は、生活満足度を反映する生活のあり方として捉えた。
- 5) 兄井 (2013)、吉武他 (2012) は自尊感情を変数として生活のあり方や生活満足度との関係を検討している。また子どもの頃の体験と得られる資質・能力との関係を自尊感情や意欲・関心等から捉えている国立青少年教育振興機構の報告書 (2010) があり、自尊感情を構成する因子が「自分と家族」と「学校、地域、日本」で分けられるとする知見がある。以上から、本研究における“意欲”を自尊感情の下位概念である自信、とやる気、の両方から捉える。

## **[謝辞]**

[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「放課後の生活時間調査, 2008 年」(ベネッセ教育総合研究所)の個票データの提供を受けました。

本研究の分析及び本稿の執筆にあたり、2014 年度参加者公募型二次分析研究会の参加者及びコメンテーターの先生方に有益な助言を頂きましたことを御礼申し上げます。

## **[参考文献]**

兄井彰・須崎康臣・横山正幸, 2013, 「子どもの自尊感情と生活のあり方との関係についての研究」『日本生活体験学習学会誌』13 : 43-50.

林明子, 2012, 「生活保護世帯の子どもの生活と進路選択-ライフストーリーに着目して-」『教育学研究』79 (1) : 13-24.

Shin, D, C, Johnson, D, M, 1978, 'Avowed happiness as an overall assessment of the quality of life' "Social Indicators Research" 5 : 475-492.

高橋蔵人, 1989, 「青年期における分離个体化に関する研究: 質問紙調査による考察」『心理臨床学研究』7 (2) : 4-14.

吉武尚美・松本聡子・室橋弘人・古荘純一・菅原ますみ, 2012, 「中高生の生活満足度に対するポジティブな個人内特性と対人関係の関連」『発達心理学研究』23 (2) : 180~190.

# 子どもの生活態度に親の働きかけが与える影響

松田 典子

(文教大学)

子どもが規則正しい生活をするには、しつけや家庭教育といった親の働きかけが大事であると言われるが、子どもの発達段階において、親からの働きかけは子どもの生活態度にどの程度の影響があるか。本稿では、小学生と中学生に焦点を当て、親からの働きかけによって、子どもの時間の使い方の評価にどのような影響があるのかを明らかにする。小学生と中学生のデータで共通して有意な結果となったのは、「時間を大切にするように言う」、「家に帰る時間」である。また中学生では、「学年」「性別ダミー」が有意な結果となった。小・中学生共に親から時間を大切にするようにと常に言われることで、時間の使い方を意識し、自分の時間の使い方は良いと思うようになるが、「家に帰る時間」のように家族と具体的な時間に対するルールを決めることは、子どもの時間の使い方の満足度が低くなる傾向がみられる。

## 1. はじめに

近年、子どもの生活リズムが崩れていると言われている。その理由は様々であるが、子どもを取り巻く社会環境の変化では、テレビ・DVD 視聴のみならず、最近ではスマートフォンなどのネット環境やゲーム機などの普及により、本来であれば就寝する時間でも夜遅くまで起きていることが指摘されている<sup>1)</sup>。また携帯電話・スマホの普及は小・中学生にまで進み、子どもにこれらの機器を持たせるかどうかが家庭教育の懸案事項となっている<sup>2)</sup>。家庭環境による影響では、親の生活時間に合わせて夜遅くに就寝する子どもが増えており、就寝時間が夜遅くなることで、子どもの睡眠が少なくなっていることや朝起きられず、朝食を食べない子どもが増えていることも問題視されている。生活習慣の獲得は、親の見よう見まねという「模倣」から始まり、4歳後半から5歳児で本格的に生活習慣全般を身に付けていくが、そこから発達に伴って生活態度が定着していく(東内(2010))。子どもが規則正しい生活をするには、しつけや家庭教育といった親の働きかけが大事であると言われるが、子どもの発達段階において、親からの働きかけは子どもの生活態度にどの程度の影響があるのだろうか。本研究では、子どもの自分の時間の使い方に親の働きかけやその他の要因がどのように影響を与えているのかを検討する。

## 2. 先行研究

変化する社会環境や親やおとなの生活に子どもが左右される中、親の子どもに対するしつけや生活習慣を作りだす家庭教育はどのように変化しているのか。親の子育て観と生活行動の関係について、永田(2008)は子どもに基本的な生活習慣を家庭できちんと教えようと

している親は、日常生活において、子どもとの会話や話し合いを楽しみつつ、家庭での決まり事を決めるといったように社会規範も身に付けさせようとしている姿勢があることを示唆している。また赤澤・後藤（2014）は、子どもの食事、睡眠、挨拶という基本的習慣の実態把握とともに、基本的な生活習慣と自己統制および向社会的行動との関連について検討しているが、基本的な生活習慣の定着度がやや高い結果というのは家族形態の特徴やそれに伴う家規範の高さの影響を推測している。

また子どもの問題行動の背景には、子ども自体だけでなく、親の養育態度や経済的状況などの家庭的要因が関連することがわかっている（Tuvblad ほか（2006））。学力面においても、家庭の経済状況や教育的環境の違いが子ども間での学力や学習意欲の差をもたらすことはよく知られ、基本的な生活習慣が身につけていない家庭の子供の勉強離れが進んでいる（荻谷（2001））。基本的な生活習慣の定着は文化階層と関連しており、発達段階でいえば、小学生よりも中学生の方がより学習離れが進んでいることが指摘されている。

このように基本的な生活習慣が身につけていることで、学習時間や睡眠などの時間が確保され、子どもは規則正しい生活を送ることができるはずだが、子ども自身が自分の時間の使い方をどのように感じているのかはあまり明らかとはなっていない。また子どもの育ち方には親の養育態度や家庭状況の影響が大きいですが、親が具体的にどのような働きかけをすることで、よりよい時間の使い方になるのだろうか。そこで、本稿では、小学生と中学生に焦点を当て、親からの働きかけが子どもの時間の使い方の評価にどのような影響を与えるのかを探求する。

### 3. データと変数

#### 3.1 使用するデータ

「放課後の生活時間調査」（ベネッセ教育総合研究所）の2008年版の個票データを用いて二次分析を行った。本稿では、このうち小学生（5, 6年）と中学生（1~3年）を分析対象とする。分析対象を小学生と中学生に限ったのは、子どもの初期の発達段階は特に親の影響が大きいと考えられるため、データ全体から高校生を除いた。

#### 3.2 使用する変数

##### 被説明変数

分析の被説明変数は、「日頃の時間の使い方の点数」（10点刻みで0点~100点まで）の質問項目を用いる。尺度は11件法となっている。

## 説明変数

分析の説明変数は、以下を用いる。

- (1) 子どもの属性：学年，性別
- (2) 家族の時間に対する態度：①時間を大切にするように言う  
②時間を守らないと注意する
- (3) 家族との時間のルール：①家に帰る時間，②テレビをみる時間，  
③携帯電話を使う時間，  
④テレビゲームや携帯ゲーム機で遊ぶ時間  
(ただし，③，④は，携帯電話やテレビゲームを持っていない場合には時間のルールは家族と決めないため，4=“持っていない”の回答を除く)。
- (4) あなたの家について：①自分1人の勉強部屋がある，②自分が使えるパソコンがある，③自分の携帯電話を持っている，④父親は大学や短期大学を卒業している，⑤母親は大学や短期大学を卒業している，⑥家に帰ったとき，うちの人が家にいる，⑤母親の職業

各変数についての記述統計量は、表1のとおりである。

表1 記述統計量（小学生）

	数	平均値	標準偏差	最大値	最小値
日頃の時間の使い方の点数(11段階)	2,583	6.85	1.72	10	0
学年	2,603	5.49	.50	6	5
性別(男性=1、女性=0)	2,575	.49	.50	1	0
家族の態度:時間を大切にするように言う	2,580	2.20	1.05	4	1
家族の態度:時間を守らないと注意する	2,584	1.75	.89	4	1
家族とのルール:家に帰る時間	2,590	1.52	.81	3	1
家族とのルール:テレビを見る時間	2,589	2.51	.78	3	1
家族とのルール:携帯電話を使う時間 (4=“持っていない”、を除く)	632	2.41	.89	3	1
家族とのルール:テレビゲームや携帯ゲーム機で遊ぶ時間 (4=“持っていない”、を除く)	2,316	1.98	.87	3	1
家:自分1人の勉強部屋がある	2,356	.53	.50	1	0
家:自分が使えるパソコンがある	2,356	.47	.50	1	0
家:自分の携帯電話を持っている	2,356	.23	.42	1	0
家:父親は大学や短期大学を卒業している	2,356	.49	.50	1	0
家:母親は大学や短期大学を卒業している	2,356	.46	.50	1	0
家:家に帰ったとき、うちの人が家にいる	2,356	.80	.40	1	0
母親の職業(常勤=1、アルバイト、パート=2、専業主婦=3、その他=4)	2,555	2.18	.83	4	1



表 2 記述統計量（中学生）

	数	平均値	標準偏差	最大値	最小値
日頃の時間の使い方の点数(11段階)	3570	5.82	1.896	10	0
学年	3592	7.98	.819	9	7
性別(男性=1、女性=0)	3550	.47	.499	1	0
家族の態度:時間を大切に言う	3565	2.29	1.050	4	1
家族の態度:時間を守らないと注意する	3565	2.03	.976	4	1
家族とのルール:家に帰る時間	3572	2.10	.950	3	1
家族とのルール:テレビを見る時間	3576	2.74	.597	3	1
家族とのルール:携帯電話を使う時間 (4="持っていない",を除く)	1830	2.65	.687	3	1
家族とのルール:テレビゲームや携帯ゲーム 機で遊ぶ時間(4="持っていない",を除く)	3045	2.43	.807	3	1
家:自分1人の勉強部屋がある	3492	.68	.467	1	0
家:自分が使えるパソコンがある	3492	.55	.498	1	0
家:自分の携帯電話を持っている	3492	.47	.499	1	0
家:父親は大学や短期大学を卒業している	3492	.46	.499	1	0
家:母親は大学や短期大学を卒業して いる	3492	.42	.493	1	0
家:家に帰ったとき、うちの人が家にいる	3492	.76	.429	1	0
母親の職業(常勤=1、アルバイト、パート= 2、専業主婦=3、その他=4)	3490	2.03	.842	4	1

また、ここで従属変数となる「日頃の時間の使い方の点数」(10点刻みで0点~100点)の回答の分布をみておく。小学生と中学生の回答分布は次のようになった(図1)。これを見ると、小学生の方が中学生よりも70点以上の高い点数を回答する割合が高くなっている。小学生の方が時間の使い方について高い点数をつける割合が高い傾向にある。

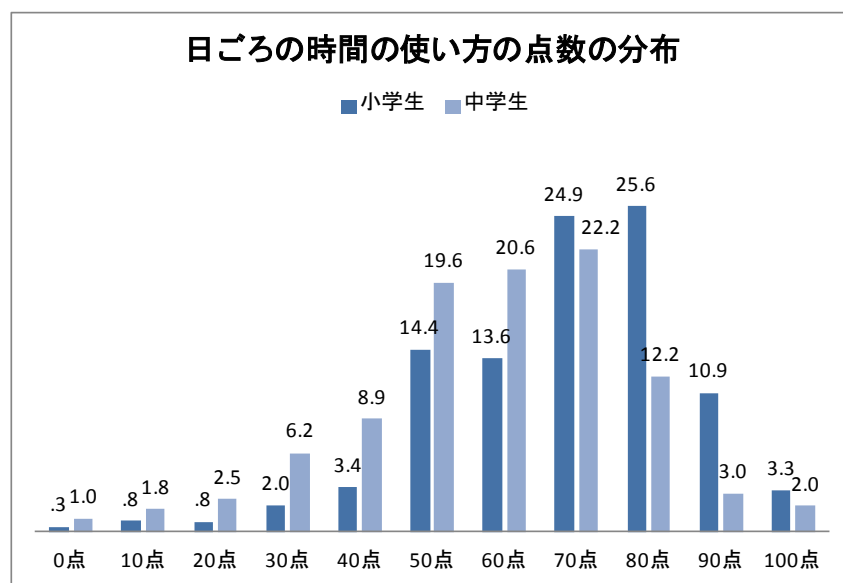


図 1 日ごろの時間の使い方の点数の分布（全体、小学生） (%)

小学生と中学生の実際の時間の使い方は、睡眠時間が小学生は約8時間35分なのに対して、中学生は7時間26分と短くなっている（表3）。また携帯電話の利用時間は、全体平均で小学生は1分、中学生は8分である。

表3 小学生と中学生の行為時間の比較（平均値）

	小学生	中学生
睡眠	8時間35分	7時間26分
家での勉強（宿題）	26分	33分
家での勉強（宿題以外）	21分	52分
学習塾	24分	40分
テレビ・DVD	64分	59分
テレビゲーム	16分	14分
携帯電話	1分	8分
パソコン	4分	10分

#### 4. 分析結果

子どもの日ごろの時間の使い方の評価に各項目の変数がどのくらい関係しているのかを重回帰分析を用いた推計結果は、表4、5の通りである。

また子どもの日ごろの時間の使い方の評価を20点刻みに再分類し、家族の時間に対する態度などの各項目の変数がどのように関係しているのかをクロス表分析を用いて行った結果を、参考として付表1、2で示した。

表4 推計結果：重回帰分析（小学生）

	標準化係数	標準誤差
学年	.019	.148
性別ダミー	.009	.156
家族の態度：時間を大切にするように言う	.132 *	.084
家族の態度：時間を守らないと注意する	.045	.091
家族のルール：家に帰る時間	-.174 ***	.095
家族のルール：テレビを見る時間	-.026	.107
家族のルール：携帯電話を使う時間 (4 = “持っていない”、を除く)	.000	.099
家族のルール：テレビゲームや携帯ゲーム機で遊ぶ時間 (4 = “持っていない”、を除く)	-.027	.093
家：自分1人の勉強部屋がある	-.040	.148
家：自分が使えるパソコンがある	.026	.149
家：自分の携帯電話を持っている	-.021	.241
家：父親は大学や短期大学を卒業している	-.006	.168
家：母親は大学や短期大学を卒業している	.062	.168
家：家に帰ったとき、うちの人が家にいる	.021	.188
母親の職業	.008	.096

調整済みR2乗=0.030

表5 推計結果：重回帰分析（中学生）

	標準化係数	標準誤差
学年	-.110 ***	.059
性別ダミー	.118 ***	.098
家族の態度：時間を大切にするように言う	.107 ***	.055
家族の態度：時間を守らないと注意する	.072	.059
家族のルール：家に帰る時間	-.117 ***	.055
家族のルール：テレビを見る時間	-.014	.100
家族のルール：携帯電話を使う時間 (4 = “持っていない”、を除く)	.019	.087
家族のルール：テレビゲームや携帯ゲーム機 で遊ぶ時間 (4 = “持っていない”、を除く)	-.063	.071
家：自分1人の勉強部屋がある	.064	.104
家：自分が使えるパソコンがある	.024	.098
家：自分の携帯電話を持っている	.000	.166
家：父親は大学や短期大学を卒業している	-.018	.108
家：母親は大学や短期大学を卒業している	.046	.109
家：家に帰ったとき、うちの人が家にいる	.042	.115
母親の職業	-.006	.061

調整済みR2乗=0.055

\*\*\* は0.5%水準で有意, \*\* は1%水準で有意, \* は5%水準で有意

重回帰分析で、小学生と中学生のデータで共通して有意な結果となったのは、「家族の態度：時間を大切にするように言う」、「家族のルール：家に帰る時間」である。また中学生では、「学年」「性別ダミー」が有意な結果となった。ここからさらに考察を深めていく。

家族の時間に対する態度では、「家族の態度：時間を大切にするように言う」が小学生・中学生共通で有意な結果であった。小学校のうちから、家族から時間を大切に言われることで、時間の使い方を意識し、自分の時間の使い方は良いと思うようになる傾向がみられる。

また家族のルールについては、小・中学生で共通しているのは、「家族のルール：家に帰る時間」が有意な結果で負の効果である。家に帰る門限の時間を決められていることが、自分の時間が制限されていると感じるためか、時間の使い方についての点数が低くなる傾向にあることがわかる。「テレビを見る時間」「テレビゲームや携帯ゲームで遊ぶ時間」に関しては、“持っていない”と回答している者を除いて分析したところ、有意な結果は得られなかった。

中学生では、「学年」と「性別ダミー」がそれぞれ有意な結果となっているが、学年は上がるほど、日頃の時間の使い方の点数が低くなり、性別では男性の方が点数が高い傾向にある。小学生と中学生の比較でも、中学生の方が点数が低い傾向があるため、同じ中学生の中でも学年によって低いのは、学年に上がるにつれて部活動や受験勉強等で忙しくなり、うまく時間が使えていないと感じることが多くなるためと思われる。

また家や母親の職業などについては、時間の使い方の点数に影響を与えておらず、家庭の

物的環境や父親・母親の学歴や母親の就業状況といった家庭環境は、いずれも子どもの時間の使い方に影響を与えていなかった。

## 5. 結論

小学生と中学生のデータで共通して「家族の態度：時間を大切にするように言う」、「家族のルール：家に帰る時間」が有意な結果となり、中学生では、「学年」「性別ダミー」が有意な結果となった。ここで、小・中学生共に親から時間を大切にしようと常に言われることで、時間の使い方を意識し、自分の時間の使い方は良いと思うようになるためと考えられる。また家族と具体的な時間に対するルールを決めることは、子どもの時間の過ごし方の点数に負の影響を与えるようである。特に「家に帰る時間」は小学生・中学生で共通して有意な結果となり、時間の使い方についての満足度が低くなる傾向がみられた。「家に帰る時間」を決められてしまうことで自主性が損なわれたと感じて満足度が下がるのか、または普段から時間の使い方がよくないと自分で思っているような生活をしているため、家族から「家に帰る時間」を決められてしまうのかは明らかではない。また家庭環境の要因はいずれも影響を与えていなかった。

本稿では、親の時間に対する働きかけが子どもにどのような影響を与えるのかを明らかにするために、家族の時間に対する態度や家族との時間に対するルールが子どもの時間の使い方の点数にどのような影響を与えているのかをみてきたが、残された課題としては、子どもに時間に対する態度を働きかける家族が具体的に父親であるのか、母親であるのかあるいはその他の家族の影響が大きいのかまでを区別していない。これまでの父親の育児に関する研究からは、父親の方が育児を子どもに社会性を身に付けさせることととらえる傾向があることがわかっており<sup>3)</sup>、父親と母親の時間に対する態度は異なっている可能性がある。そこで、今後、親の性別や世帯構成などによって、子どもの時間に対する考え方にどのような影響を与えるのかを検討する必要がある。

### 【注】

- 1) 新聞記事によると、ネットに接続できる端末を持っている子どもに総利用時間は、1日に5時間以上と答えたのは、高校生40.2%、中学生21.8%にも上る。その影響から、1日の平均睡眠時間が5時間未満と答えた子どものうち、端末を3時間以上使っている子が73.4%を占めている（朝日新聞、2014年11月13日）。
- 2) 携帯電話・スマートフォンの普及は小・中学生にまで進み、子どもに機器を持たせるかどうかは家庭教育の懸案事項となっているが、例えば、最近の新聞記事によると、東京都の中学生に調査した調査では、スマートフォンを利用している生徒は54.6%に上り、一日2時間以上利用する生徒は26.5%にもなる（日本経済新聞、2014年10月27日）。また携帯・スマートフォンの利用は夜9時までという小中学生に時間制限を呼びかける取り組みが全国の教育現場で広がっている（朝日新聞、2014年10月13日）。
- 3) 住田・中村・山瀬（2009）の研究によると、育児行為について父親と母親に尋ねたところ、父母ともに基本的な生活習慣の確立、社会的ルールの教授、情操を育むといった内容を挙げたが、母親が一次的な世話や基本的な生活習慣の自立に向けた育成を育児行為として考えて

いるのに対して、父親では、社会性を身につけるための働きかけや、子どもの養育に必要な経済的基盤を整えることを挙げていることを明らかにしている。

## 【謝辞】

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「放課後の生活時間調査,2008」（ベネッセ教育総合研究所）の個票データの提供を受けました。

付表1：推計結果：クロス分析結果（小学生）

		～20点	30～40点	50～60点	70～80点	90～100点
学年 *	小学5年生	2.1%	5.9%	26.9%	49.1%	16.0%
	小学6年生	1.8%	4.9%	29.1%	52.0%	12.2%
性別ダミー **	女性	1.1%	5.8%	29.2%	51.6%	12.3%
	男性	2.7%	5.2%	26.5%	49.3%	16.2%
家族の態度：時間を大切に するように言う ***	よくある	2.5%	7.0%	31.6%	46.8%	12.1%
	ときどきある	1.3%	4.6%	28.0%	53.3%	12.8%
	あまりない	1.0%	5.2%	25.3%	54.5%	13.9%
	まったくない	3.4%	4.5%	23.2%	46.8%	22.1%
家族の態度：時間を守ら ないと注意する ***	よくある	2.6%	5.7%	31.2%	47.2%	13.2%
	ときどきある	.9%	5.0%	26.3%	54.7%	13.0%
	あまりない	1.0%	5.6%	22.6%	53.4%	17.4%
	まったくない	3.9%	5.9%	20.4%	47.4%	22.4%
家族のルール：家に帰る 時間 ***	決めていて守っている	1.1%	4.4%	25.9%	53.0%	15.6%
	決めていて守れていない	3.9%	8.5%	39.9%	38.4%	9.3%
	決めていない	3.8%	7.6%	28.1%	48.5%	12.0%
家族のルール：テレビを 見る時間 ***	決めていて守っている	1.1%	3.9%	19.3%	56.2%	19.5%
	決めていて守れていない	3.1%	6.8%	34.2%	48.6%	7.3%
	決めていない	1.9%	5.6%	28.9%	49.3%	14.2%
家族のルール：携帯電話 を使う時間	決めていて守っている	.6%	4.1%	27.2%	54.4%	13.6%
	決めていて守れていない	3.2%	9.7%	41.9%	38.7%	6.5%
	決めていない	2.8%	5.1%	28.7%	50.8%	12.6%
	持っていない	1.9%	5.6%	27.6%	50.2%	14.7%
家族のルール：テレビ ゲームや携帯ゲーム機で 遊ぶ時間 ***	決めていて守っている	1.0%	4.8%	23.0%	53.7%	17.5%
	決めていて守れていない	2.6%	6.8%	34.5%	46.3%	9.8%
	決めていない	2.1%	5.2%	28.9%	50.5%	13.3%
	持っていない	3.0%	5.9%	27.3%	48.3%	15.5%
家：自分1人の勉強部屋が ある	はい	1.9%	6.1%	28.0%	49.8%	14.2%
	いいえ	1.7%	5.0%	27.3%	51.7%	14.3%
家：自分が使えるパソコ ンがある	はい	2.3%	5.6%	27.7%	49.8%	14.8%
	いいえ	1.3%	5.5%	27.7%	52.0%	13.6%
家：自分の携帯電話を 持っている	はい	1.8%	5.5%	27.0%	51.1%	14.6%
	いいえ	1.7%	5.5%	30.1%	49.6%	13.2%
家：父親は大学や短期大 学を卒業している	はい	2.1%	5.3%	28.1%	50.8%	13.7%
	いいえ	1.5%	5.7%	27.2%	50.8%	14.8%
家：母親は大学や短期大 学を卒業している	はい	1.8%	6.0%	29.0%	49.7%	13.5%
	いいえ	1.8%	5.0%	26.2%	52.0%	15.1%
家：家に帰ったとき、う ちの人が家にいる	はい	2.1%	6.9%	28.1%	49.1%	13.8%
	いいえ	1.7%	5.2%	27.6%	51.2%	14.3%
母親の職業	常勤（毎日、朝から夕方 まで働いている）	2.6%	4.2%	31.3%	48.9%	13.0%
	アルバイト・パート（時間 を決めて働いている）	1.6%	5.8%	26.6%	51.2%	14.7%
	専業主婦（いつも家にて 家族の世話をしている）	1.9%	5.4%	27.4%	51.1%	14.2%
	その他	1.7%	9.9%	28.9%	46.3%	13.2%

付表 2：推計結果：クロス分析結果（中学生）

		～20点	30～40点	50～60点	70～80点	90～100点
学年 ***	中学1年生	4.1%	13.4%	37.9%	39.1%	5.5%
	中学2年生	4.2%	15.5%	41.5%	33.5%	5.4%
	中学3年生	7.8%	16.4%	41.5%	30.2%	4.0%
性別ダミー ***	女性	5.6%	16.1%	42.4%	31.8%	4.1%
	男性	5.1%	13.8%	37.7%	37.4%	6.0%
家族の態度：時間を大切に するように言う ***	よくある	7.6%	17.3%	40.3%	30.8%	4.0%
	ときどきある	4.3%	14.7%	41.2%	36.6%	3.2%
	あまりない	3.3%	13.6%	41.4%	36.6%	5.0%
	まったくない	6.2%	14.2%	36.3%	33.6%	9.8%
家族の態度：時間を守らな いと注意する ***	よくある	6.1%	18.0%	37.2%	34.3%	4.4%
	ときどきある	4.5%	12.5%	42.8%	35.2%	4.9%
	あまりない	4.9%	14.8%	41.7%	34.9%	3.6%
	まったくない	6.2%	14.6%	39.1%	31.3%	8.9%
家族のルール：家に帰る時 間 ***	決めていて守っている	4.2%	12.5%	39.3%	38.3%	5.8%
	決めていないが守れていない	7.7%	18.7%	42.6%	27.1%	3.9%
	決めていない	5.9%	16.6%	40.4%	32.6%	4.5%
家族のルール：テレビを見 る時間 ***	決めていて守っている	2.8%	12.1%	35.3%	42.2%	7.6%
	決めていないが守れていない	6.6%	19.5%	43.4%	26.1%	4.3%
	決めていない	5.4%	14.8%	40.3%	34.6%	4.8%
家族のルール：携帯電話を 使う時間 **	決めていて守っている	2.7%	9.6%	39.3%	42.9%	5.5%
	決めていないが守れていない	4.7%	22.4%	44.8%	24.5%	3.6%
	決めていない	5.8%	14.8%	40.7%	33.6%	5.1%
	持っていない	5.4%	15.2%	39.3%	35.1%	5.0%
家族のルール：テレビゲー ムや携帯ゲーム機で遊ぶ時 間 ***	決めていて守っている	2.8%	11.2%	37.6%	43.1%	5.4%
	決めていないが守れていない	6.1%	19.0%	44.1%	26.9%	3.9%
	決めていない	6.2%	15.1%	40.2%	32.9%	5.7%
	持っていない	4.8%	15.9%	39.5%	36.8%	3.1%
家：自分1人の勉強部屋があ る	はい	5.3%	14.5%	39.9%	35.3%	5.0%
	いいえ	5.4%	16.1%	40.7%	32.5%	5.4%
家：自分が使えるパソコン がある	はい	5.0%	15.1%	39.5%	35.1%	5.4%
	いいえ	5.7%	14.8%	41.1%	33.5%	4.8%
家：自分の携帯電話を持っ ている	はい	5.1%	15.2%	41.2%	33.4%	5.1%
	いいえ	5.5%	14.8%	39.3%	35.2%	5.2%
家：父親は大学や短期大学 を卒業している **	はい	4.9%	16.1%	36.9%	36.5%	5.6%
	いいえ	5.7%	14.0%	43.0%	32.5%	4.7%
家：母親は大学や短期大学 を卒業している	はい	5.4%	14.5%	38.4%	36.2%	5.6%
	いいえ	5.3%	15.3%	41.5%	33.1%	4.8%
家：家に帰ったとき、うち の人が家にいる **	はい	4.8%	14.5%	39.4%	35.9%	5.3%
	いいえ	7.0%	16.3%	42.5%	29.7%	4.5%
母親の職業	常勤（毎日、朝から夕方まで働 いている）	6.2%	14.2%	42.4%	32.2%	5.0%
	アルバイト・パート（時間を決 めて働いている）	4.4%	15.3%	39.6%	35.8%	4.8%
	専業主婦（いつも家において家族 の世話をしている）	5.0%	14.7%	38.0%	36.6%	5.6%
	その他	7.3%	16.0%	42.0%	31.3%	3.3%

\*\*\* は 0.5%水準で有意, \*\* は 1%水準で有意, \* は 5%水準で有意

## [参考文献]

- Tuvblad .C.,Grann,M.,&Lichtenstein,P.,2006. Heritability for adolescent antisocial behavior differs with socioeconomic status: Gene-environment interaction Journal of Child Psychology and Psychiatry, 47:734-743
- 赤澤淳子・後藤智.2014「小学生における基本的生活習慣が自己統制および向社会的行動に及ぼす影響」『仁愛大学研究紀要. 人間学部篇』12：1-12
- 荻谷剛彦.2012『学力と階層』朝日文庫：36-37
- 住田正樹・中村真弓・山瀬範子.2009「幼児をもつ親の役割意識に関する研究」『放送大学研究年報』27：25-33
- 東内瑠璃子.2010「第3章 家庭と生活体験」南里悦史『子どもの生活体験学習をデザインする』光生館:55-58
- 永田誠.2008「第3章 少子・格差社会における生活の自立化と教育力」南里悦史編著『教育と生活の論理』光生館：49-51



# Social Predictors of Study Hours: Gender and Parents' Educational Attainment

A case study of Japan (elementary through high school) in 2008

Rieko Arashi

This investigation used data collected in 2008 on 8,017 elementary through high school students in Japan to investigate whether girls allocate more time to studying than boys and whether mothers' educational attainment matters for children's time spent studying. The results demonstrated that girls in elementary and junior high school tend to study longer than boys do, for both homework and non-homework, and those in high school tend to study longer for homework. Having a mother with a bachelor's (hereafter BA) or associate degree (hereafter AS) tends to be associated with students in elementary and junior high school who study longer for non-homework, and high school students who study longer for both homework and non-homework.

## 1. Introduction

Whether or not study time has a positive correlation with academic performance has been debated (Keith, 1982; Barnett, Sonnert, & Sadler, 2014). Number of study hours demonstrates a student's effort (Kariya, 2001); however, the length of study is not the only dimension of effort. Effort can be described in many forms, not just the number of study hours, but also the ability to study effectively in a given time and think critically about what one learns. However, previous research has demonstrated that study time has a significant and positive association with math performance, compared to critical thinking study skills, which had a negative association with performance (Sudo, 2010). Thus, if social predictors that predict longer study hours are identified, students with those characteristics potentially demonstrate more effort (through the length of study) and perform better than students who study less in academics.

Identifying these social predictors would potentially predict the length of study time and performance in academics, which would predict future employment status and salary, both of which are important factors that determine socio-economic status (SES). If there tends to be a positive correlation between study time and academic performance, as it was found, the academic performance of Japanese students might be weak compared to that of students in China and Korea, because comparative research using data from 2006 demonstrates a trend in which elementary school students' study hours are shorter in Japan than in China and Korea (Kimura, 2007). As a matter of fact, the Programme for International



Assessment indicated that China (Shanghai 1<sup>st</sup>; Hong Kong 3<sup>rd</sup>; Macau 6<sup>th</sup>) and Korea (5<sup>th</sup>) outperformed Japan (7<sup>th</sup>) when the performance of math, reading, and science were holistically evaluated (OECD, 2014).

Fewer study hours and subsequently weaker academic performance could be detrimental to job searches in Japan, as higher academic achievement tends to provide higher odds of obtaining a full-time job (Ishida, 2007; Kariya, 2011) and a higher salary (Ono, 2008). Thus, there might be a possibility that Japanese students with fewer study hours might not be able to find full-time jobs or higher salaries. Such difficulty in finding full-time employment and in obtaining a higher salary, in particular among young generations, might cause social stratification to persist, along with the widened social stratification in Japan as a traditionally and relatively immobile society (Ishida, 2010; Shirahase, 2010; Jonsson et al., 2011).

## **2. Previous Research on Study Time**

Study time has not been thoroughly investigated, yet some literature has been produced, mainly by Japanese scholars due to the culture in which perseverance (i.e., incremental processes to achieve something) is respected (Heine et al., 2001). Kariya (2001) found that compared to 1979, in 1997 the mother's educational attainment had become statistically significant for high school students (N = 1,357) and had a positive influence on these students' study time. In order to build on the argument of social stratification of study time, Sudo (2010) conducted a study of high school freshmen (N = 4,707) in 2003 based on his initial hypothesis that learning strategies are more important than time studying, to evaluate the effectiveness of study and the mechanism of social stratification of learning strategies.

In Sudo's study, in fact, it was found that study time has a statistically significant and positive impact on academic performance, compared to critical thinking study skills, which had a negative association with performance (Sudo, 2010). Study time reflects differences in socio-economic status more than learning strategies do, when cultural assets (i.e., number of books at home, and whether one has access to literature or arts at home) were used as a variable indicating SES (Sudo, 2010). The results in Sudo (2010)'s study could be different if he used a different variable as a proxy for SES; however, study time turned out to be an important variable to evaluate academic performance even when he controlled for the methods of study, and other social variables, such as gender. Hence, it is important to investigate what causes the difference in time committed to study, that potentially influences academic performance more than critical thinking strategies, and to examine how social stratification can be seen in the variation of time commitment for study.

Therefore, there is a need to investigate whether there is a socially stratified structure in study time, utilizing newer data. Also, previous studies did not include elementary and junior high school students. It is therefore important to include these samples, as they would show whether social factors (such as gender and mother's educational attainment) influence study time, and how. Hence, this study

utilized newer data, specifically data from 2008, and a sample of not only high school students, but also elementary and junior high school students.

In addition to examining study time in general, it is important to differentiate the time of study for homework and non-homework, as their relative importance evolves from elementary to high school. Specifically, the time allocated to non-homework is more important for high school students as they have to prepare for college entrance exams, which are not necessarily related to homework.

### **3. Theory & Hypotheses**

In this study, I examine whether social origin influences one's length of study time. The following factors, of primary interest, may increase the length of study time according to extant research: (1) students who are girls and (2) students who have mothers with bachelor's degree (BA) or associate's degree (AS). Given the theories that are the foundations of my research, I formulated the following hypotheses.

**Hypothesis 1. Respondents who are girls in elementary school and junior high school tend to devote more time to study for both homework and non-homework than boys. I also hypothesize that high school girls allocate more time for homework than boys.**

If I find that girls study longer than boys, this finding will support the theory of Lam et al. (2012) that girls tend to have more academic engagement to perform well in school. Since the amount of time one devotes to study (both for homework and non-homework) is a proxy for effort (Kariya, 2001), specifically academic commitment, girls might spend more time on study compared to boys. As shown in Table 1, girls in Japan tend to have lower academic aspirations than boys. There was no data indicating career aspirations (i.e. willingness to work), yet girls might prefer to work rather than pursuing a degree. It is possible that girls are more motivated and study for more hours to perform well in school because school performance tends to be associated with employment in Japan (Ishida, 2007). Non-homework study hours during high school tends to be in preparation for college entrance exams. Thus, girls might spend study time on homework and non-homework during elementary and junior high school, and subsequently during high school concentrate their study time on homework which would be more directly associated with school performance.

Since 2000, the employment rate of high school graduates has been higher for men, yet the employment rate of college graduates has been higher for women. This means that women benefit more from pursuing higher education in terms of employment (Cabinet Office, 2013). Women also benefit from college degrees with respect to the wage premium derived from having BA (Raymo, 2003). However, they earn less than men. This persistent "female disadvantage" is not limited to actual salary. Due to the persistent societal pressure to get married, women feel pressured to follow the institutionalized norm –

getting married by 30 and rearing children (Kim, 2012). Thus, by perceiving these societal phenomena, girls might not want to pursue college degrees and might want to work and have a family to follow societal norms.

**Table 1. Desired level of educational attainment**

Girls			
Desired level of educational attainment	Freq.	Percent	Cumulative Percentage
junior high school	4	0.12	0.12
high school	504	14.75	14.87
vocational school	746	21.83	36.7
junior college	378	11.06	47.76
college	1,556	45.54	93.3
graduate school	229	6.7	100
Total	3,417	100	

Boys			
Desired level of educational attainment	Freq.	Percent	Cumulative Percentage
junior high school	8	0.26	0.26
high school	635	20.41	20.67
vocational school	285	9.16	29.83
junior college	48	1.54	31.37
college	1,790	57.54	88.91
graduate school	345	11.09	100
Total	3,111	100	

During the time in high school when students focus on studying for college entrance exams, compared to elementary and junior high school, girls might allocate more time for homework than boys do, as doing homework signifies academic dedication that is not necessarily directly related to the preparation for college entrance exams. If this hypothesis holds, it will support the theory of Jacob (2002), who studied nationally represented cohorts of eighth graders in 1988 in the US, and theorized that girls tend to study longer hours for homework than boys.

Due to the Japanese people's others-focused emotions and implicit and less expressive culture (e.g., Markus & Kitayama, 1991), girls might advertise their effort through showing their parents that they

study. Or perhaps girls express their desire to invest more and excel in their studies, and subsequently in their career as women's social advancement is getting more prevalent in Japan. Hence, as girls have more academic aspirations than boys, I predict that they tend to study longer hours from the early stages of their academic career (elementary and junior high school). Simply put, girls' academic aspirations could be also derived from the desire to receive attention from parents and to be recognized for studying. For students in Japan, this recognition is the reward for effort.

**Hypothesis 2. If a student's mother has a BA or AS, the student tends to study longer hours.**

The early theories outlined the impact of parents' educational achievement on children's educational attainment. The extant literature addressed the positive impact of parents' educational attainment (e.g., years of education <sup>1</sup>(Kerckhoff, Raudenbush, Glennie, 2001)) on children's educational attainment. Parents' education tends to be regarded as a factor that reflects aspects of family socio-economic status (Kerckhoff, Raudenbush, Glennie, 2001). However, as Coleman (1988) delineates, children's productivity (such as academic performance) depends on the use of parental social capital. Emotional support (e.g., encouragement and expectations) from parents acts as a mediator between parents' educational background and children's academic success (Bianchi and Robinson, 1997). Even though children of well-educated parents might have a genetically better chance of cognitive development and subsequent academic success, emotional support is important to boost and reinforce children's success.

In particular, mothers with advanced education have an important influence on children's academic achievement. Mothers with higher educational attainment tend to provide more intellectual and emotional support to help children achieve academic success (Englund, Luckner, Whaley, et al., 2004). Subsequently, mothers' educational attainment has a positive influence on children's (both daughters' and sons') achievement (Kalmijn, 1994; Garasky, 1995; Mortimer and Shanahan, 2003). Thus, children of mothers with advanced degrees might internalize the value of education, possibly due to intellectual and emotional resources provided by the mothers and regarding mothers as role models for success.

If students who have mothers with advanced degrees study longer hours, the finding will dovetail well with the Parsons (1982)'s theory of socialization and internalization (Parsons & Mayhew, 1982). As a theory which acknowledges both human agency and social meanings in individual minds, it highlights the critical role of perception in the formation of belief and behavior (Parsons & Mayhew, 1982). According to his theory, perceived culture is internalized and institutionalized at an individual level, and it subsequently influences one's decision making (Parsons & Mayhew, 1982). One does not necessarily

---

<sup>1</sup> Years of education might not work well to evaluate educational achievement as some students stay more years due to their difficulty in advancing grades.

internalize all of the perceived culture (Wrong, 1961). Family (as a fiduciary system in society), however, is an anchor of personality development. According to Kohn's theory (1977), parents' values are both manifestly and latently passed on to children through repeated actions based on their sets of beliefs (e.g., Bidwell and Friedkin, 1988). Family, especially parents, is the key influence on child development because they offer legitimation for children through their support and discipline on a daily basis (e.g., Bronfenbrenner, 1961; Lareau, 1989). Thus, a mother's human capital (i.e., mothers' intellect) allows children to perceive the worth and possibility of continuing to study.

I expect that this theory is applicable to the Japanese context because, according to a comparative study of Japan and the US, the Japanese tend to evaluate their self-worth through recognition received from significant others (Heine et al., 1999). Thus, the Japanese are more likely to internalize the values and situation of their parents.

#### 4. Method

Given the hypotheses above, the statistical model in this study is as follows:

$$y_i^* = \beta' x_i + \varepsilon_i, i = 1, \dots, n$$

$y_i^*$  observed in discrete form via censoring:

$$y_i = 1 \text{ if } \mu_0 < y_i^* \leq \mu_1$$

$$y_i = 2 \text{ if } \mu_1 < y_i^* \leq \mu_2$$

$$y_i = 3 \text{ if } \mu_2 < y_i^* \leq \mu_3$$

$$y_i = 4 \text{ if } \mu_3 < y_i^* \leq \mu_4$$

$$y_i = 5 \text{ if } \mu_4 < y_i^* \leq \mu_5$$

$$\begin{aligned} \text{Prob}[y_i = j | x_i] &= \text{Prob}[\varepsilon_i \leq \mu_j - \beta' x_i] - \text{Prob}[\varepsilon_i \leq \mu_{j-1} - \beta' x_i], j = 1, \dots, 5 \\ &= [F(\mu_j - \beta' x_i) - F(\mu_{j-1} - \beta' x_i)] > 0, j = 1, \dots, 5 \end{aligned}$$

$$\mu_j > \mu_{j-1}, \mu_{-1} = \infty, \mu_5 = \infty$$

$$\text{Var}[\varepsilon_i] = \sigma_\varepsilon^2 = \bar{\sigma}^2 \quad \text{Probit}, = 1; \text{Logit}, \frac{\pi^2}{3}$$

$$\text{Ass. constant in } x_i: \mu_0 = 0$$

Ordered logit regression is utilized in this study because the dependent variable (i.e., the length of study time) has orders in its value ( $\{1, \dots, 10\}$  for the categories respectively {"0 hours (did not study at all)," ..., "More than 4 hours"}). The dependent variable (the length of study time) is ordinal and discrete. The ordered logit model helps us understand how changes in the dependent variable affect the probability of observing a particular ordinal outcome. I therefore use an ordered logit model in order to evaluate the effect of social factors on the length of studying, using analysis of an estimation from 2008 data. The estimation is done by maximum likelihood estimation. Since the outcome variable is ordered and discrete,

ordinary least squares cannot consistently estimate the parameters of interest. Statistical analyses were conducted with Stata 12.0.

I report both the ordered log-odds regression coefficients and the proportional odd ratios in Table 2. For simplicity, one can use the ordered log-odds regression coefficients for the interpretation of my results. For instance, as in Table 2, for the one unit increase in “girl”, the ordered log-odds regression coefficient is 0.40 for elementary and junior high school students’ study time for homework. This means that the girls’ length of studying is 0.40 times larger than that of boys in this study.

**Table 2: Estimation**

Variable	Elementary & Junior-high Schools			
	Study hours for homework		Other study hours	
	Coefficients & SE	Level of significance	Coefficients & SE	Level of significance
private school	0.60 (0.23)	***	0.31 (0.23)	
girl	0.40 (0.07)	***	0.23 (0.07)	***
mother with BA or AS	-0.07 (0.08)		0.30 (0.08)	***
father with BA or AS	-0.07 (0.08)		0.52 (0.08)	***
girl * mother with BA or AS	0.14 (0.11)		-0.08 (0.11)	
girl * father with BA or AS	-0.14 (0.11)		-0.08 (0.11)	
private school * mother with BA or AS	0.30 (0.28)		0.10 (0.26)	
private school * father with BA or AS	0.12 (0.31)		-0.76 (0.29)	***
<b>Statistics</b>				
N	5708		5697	
Log likelihood	-9689.51		-11100.68	

I report the log-odds regression coefficients on the level of optimism with and without controlling for parents' education and perception of parenting. Standard errors (SE) are in parentheses. \*\*\* = significant at 1 percent level, \*\* = significant at 5 percent level, \* = significant at 10 percent level. See text for additional detail.

High Schools				
Variable	Study hours for homework		Other study hours	
	Coefficients & SE	Level of significance	Coefficients & SE	Level of significance
private school	-0.13 (0.15)		-0.04 (0.16)	
girl	0.31 (0.12)	**	0.12 (0.13)	
mother with BA or AS	0.31 (0.16)	*	0.52 (0.16)	***
father with BA or AS	0.31 (0.16)	*	0.14 (0.16)	
girl * mother with BA or AS	-0.01 (0.20)		-0.17 (0.20)	
girl * father with BA or AS	-0.04 (0.20)		0.06 (0.20)	
private school * mother with BA or AS	0.26 (0.23)		0.25 (0.23)	
private school * father with BA or AS	-0.29 (0.23)		0.05 (0.23)	
<b>Statistics</b>				
N	1727		1731	
Log likelihood	-3057.98		-2822.90	

I report the log-odds regression coefficients on the level of optimism with and without controlling for parents' education and perception of parenting. Standard errors (SE) are in parentheses. \*\*\* = significant at 1 percent level, \*\* = significant at 5 percent level, \* = significant at 10 percent level. See text for additional detail.

The data for this secondary analysis, “Survey of After-School Time Allocation, Benesse Educational Research and Development Institute” (2008; with 25,716 participants from 5<sup>th</sup> to 11<sup>th</sup> grade; 8,017 respondents, 31.2% response rate) was provided by the Social Science Japan Data Archive, Center for Social Research and Data Archives, Institute of Social Science at the University of Tokyo (for the remaining descriptive statistics, see Table 3). The dependent variable is participants' length of study time (homework and non-homework separately) in 2008. I used participants' degree of agreement with the question, “On school days, how long have you been allocating your time on average for homework / non-homework?”, using a ten-point response scale. This measures how long one devotes to study on school days. The mean number of study hours per day for homework was 4.62, and that for other study was 4.36.

This means that the average lengths of study per day for homework and that for other study were between 15 minutes and 30 minutes.

I also utilized binary variables: whether or not one is a girl (titled “girl”), whether one goes to private or public school (titled “private school”), and whether one has a mother who obtained a bachelor’s degree or associate degree (titled “mother with BA or AS”). In this sample, Girls made up 52.5% of this sample, and 43% of the students had mothers with a BA or AS. Please see Table 3 for the remaining descriptive statistics.

In order to account for other social origin and educational effects, I controlled for the following covariates: whether fathers have a bachelor’s or associate degree, whether one goes to private school, interaction variables between gender and parent’s educational attainment (i.e., girl \* mother with BA or AS, and girl \* father with BA or AS) and between school type and parent’s educational attainment (i.e., private \* mother with BA or AS, and private \* father with BA or AS). Going to private schools can be a proxy for monetary wealth as the cost of private school tends to be at least three times higher than that of public, for elementary to high school (see Table 4). Those who go to private schools tend to be from higher SES; thus, whether one goes to private school measures one’s SES. The reason for controlling these variables was to test whether there were significant associations between levels of the length of study time and social origin variables.

Table 3: Descriptive Statistics

variable	mean	sd	N
study hours for homework	4.62	1.70	7923
other study hours	4.36	2.35	7917
class rank	3.32	1.13	7948
private school	0.23	0.42	8017
girl	0.52	0.50	7930
mother with BA or AS	0.43	0.50	7630
father with BA or AS	0.47	0.50	7630
girl * mother with BA or AS	0.22	0.41	7548
girl * father with BA or AS	0.24	0.43	7548
private school * mother with BA or AS	0.10	0.29	7630
private school * father with BA or AS	0.11	0.31	7630



**Table 4: Cost of Schooling (2008)**

Cost of Schooling	Private	Public
Elementary School	¥ 1,392,740	¥ 307,723
Junior High School	¥ 1,236,259	¥ 480,481
High School	¥ 980,851	¥ 516,136

Cost of schooling shows the total of tuition, meal plans, and extracurricular activities.

(Source: Ministry of Education, Culture, Sports, Science and Technology – Japan (Ministry of Education, Culture, Sports, Science and Technology – Japan (MEXT)), 2008)

## 5. Results

The relationships between the length of study time and social origins are depicted in Table 2. Coefficients and standard error of ordered log-odds, and the level of significance from an ordered logit regression model are presented there. The explanation variables of interest, namely girls, showed a significant association with elementary and junior high school study time for both homework and non-homework, and with high school study time for homework. Having a mother with a BA or AS showed a significant association with students in elementary and junior high school who study longer for non-homework, and high school students who study longer for both homework and non-homework, for both girls and boys. Reliability of the models in Table 2 was confirmed by the fact that all of the variables in my study were jointly significant. P-values of all of these models were less than .0001, and the log likelihood was large (see Table 2).

## 6. Discussion

### 6.1. Girls over Boys

As hypothesized in Hypothesis 1, my findings (specifically that girls in elementary and junior high school tend to study longer, for both homework and non-homework, and those in high school tend to study longer for homework) support Lam et al. (2012)'s theory that the effort of girls tends to be more than that of boys, by incorporating the idea that study hours are a proxy for effort. Also, as Jacob (2002) found, girls tend to devote more time to homework than boys.

Girls might devote their time to study more as their social behaviors, such as eagerness to learn, are more strongly built than those of boys as early as kindergarten (DiPrete & Jennings, 2012). Thus, girls are likely to be more skilled at conforming to school norms, such as studying hard. By accepting school norms, they are better recognized by teachers who are in charge of assigning expectations and providing grades according to their behavior as well as test results (Parsons & Mayhew, 1982). Then they will have

more motivation to study harder to receive recognition from teachers that reinforces their motivation to study further.

In Japan, putting effort into the *process* of self-improvement is important, as the self is believed to be malleable and improvable (Heine et al., 2001). Self-improvement is not a unique idea; North Americans also regard it as important, as seen in the philosophy of the American dream (Heine et al., 2001). However, in North America, actualizing potential, not the incremental processes like Japan, is quintessential for self-improvement (Heine et al., 2001). Hence, putting effort into making progress by devoting time to study is especially valued in Japan.

Girls in elementary school and junior high school thus spend their time on study both for homework and non-homework. The result that the “girl” variable was not significantly associated with the study time for non-homework in high school might be because girls tend not to aim for college degrees or significantly higher than boys aim. It is possible that girls put effort into homework, but not necessarily non-homework which tends to be for college preparation, in order to perform better in school to prepare for job hunting, with which high schools tend to assist. Japanese girls utilize this perseverance in their studies to increase the possibility of gaining better employment and to be regarded as “an adult” who can follow societal norms – getting married and raising a family. In the era of severe economic prospects in general, young people might feel pressured to find a partner along with the pressure to follow societal norms.

## **6.2. Mothers with Advanced Degrees**

In terms of Hypothesis 2 (namely, those whose mothers graduated from college or junior college tend to study longer hours) is consistent with the results for high school students (both homework and non-homework) and the results regarding non-homework for elementary and junior high school students, but not with the results regarding the hours spent on homework by elementary and junior high school students. These results can be perhaps interpreted to mean that mothers’ familiarity with colleges themselves and college entrance exams might be an asset for high school students, and help them to recognize the importance of dedication to study. Elementary and junior high school students dedicating time for non-homework might perhaps be eager to advance academically as they internalize the value of study. Homework at the elementary and junior high school level tends to focus on acquiring foundational knowledge, so the advanced learning skills that require more aspiration and effort might not necessarily be important for homework. Hence, there was no statistically significant difference between genders.

Compared to the results for father’s educational attainment (see “father with BA”), mother’s educational attainment has a significant association with study time for non-homework in high school. Thus, as time spent studying for non-homework is highly likely related to entrance exams and other career-

related studies (such as accounting exams), mothers might have a tendency to become role models and to provide emotional support.

Hence, Parsons (1982)'s theory of socialization and internalization (i.e., perception plays a crucial role in forming one's beliefs and behavior) is highly likely supported by this study's results (Parsons & Mayhew, 1982). Children tend to internalize the value of educational development by perceiving their mother's support and educational success, in particular when they want to learn how they could actually cope with more academic advancement (i.e., entering college). Children subsequently utilize what they have internalized, in their decision making and behavior.

In Japan, in particular, those who closely evaluate or know children's academic performance (e.g., teachers and parents) have an important impact on the student's perception of their own recognition (Heine et al., 1999). As a previous study conducted in Japan shows, those who have self-determined higher academic aspirations tend to perform better when they perceive that their self-determination is well supported (Ando, 2001). Thus, it is likely that as students get to the high school stage, those who have academically supportive mothers tend to feel more motivated to study and subsequently perform well.

## **7. Theoretical and Practical Implications**

The results in this study have important theoretical implications for the need to investigate the effect of gender and mother's educational attainment on study time. During elementary and junior high school, girls are highly likely to study longer hours (both for homework and non-homework) than boys, and those whose mothers have a BA or AS tend to devote more time for non-homework than their counterparts. In high school, girls tend to spend more time on homework than boys do, and those whose mothers have a BA or AS are likely to spend more time studying both for homework and non-homework.

Practical implications of this study include a recommendation that interventions targeting early cognitive and social behavioral development for boys would be important for them to be able to study longer hours that would help them perform better in school. Brain scientists research why girls tend to develop more quickly than boys cognitively and emotionally, and it has been found that girls are more likely to optimize brain connections earlier than boys (Lim, Han, Uhlhaas, and Kaiser, 2013), so girls tend to mature earlier cognitively and emotionally. In order to overcome this biological difference between the sexes, it is important for boys to be provided social stimuli that could help their cognitive and social behavioral development, which would potentially get them motivated to study longer hours and perform better academically. Interventions that are scientifically tested and are designed for emotional development, universal social and emotional learning programs (SEL), would be useful as SEL was also found to be effective in improving academic learning skills (Zins, 2004).

## 8. Limitations and Extensions

Although studying longer hours may have a positive correlation with educational attainment (Keith, 1982; Barnett, Sonnert, & Sadler, 2014), the effectiveness of study is a different story (Ichikawa, 2004). In the questionnaire used in this study, “Survey of After-School Time Allocation,” there was no variable that could directly reflect or be a proxy for the effectiveness of study. Hence, students’ study methods have to be measured (e.g., with Likert scale answers to the question “I review what I could not answer correctly”) (Sudo, 2010) in order to test a variable that is more closely related to educational achievement.

Also, there was no variable that indicated household income and assets, or parental occupation. There was a variable for mother’s occupational status (e.g., part-time, full-time); however, there was no other information regarding occupations. Hence, I instead utilized the variable showing whether one goes to private schools because it serves as a proxy for income.

The association between elementary and junior high school students’ homework and mother’s educational attainment has to be examined. In Kariya’s study (2000), it was found that mother’s educational attainment was a significant factor that influences high school students’ study time. However, in my study, there was no association between these variables. I hypothesized that the need for assistance for elementary and junior high school students’ homework is perhaps not as high as other tasks (namely elementary and junior high school students’ non-homework and high school students’ homework and non-homework). However, it would be important to investigate the association further to deepen the understanding of mother’s educational attainment on children’s educational aspirations.

Finally, there was no information regarding the difficulty or the amount of homework. Private schools might have more homework due to their special educational philosophy that is not necessarily covered by the public curriculum. Thus, it is recommended that the Survey of After-School Time Allocation include such information in order to better compare social factors’ influence on time spent studying.

## 9. Conclusions and Theoretical Contributions

This study, which investigated the association between time spent studying and social background, demonstrated the importance of gender and mother’s educational attainment for study time. Specifically, the explanation variables of interest, namely girls, showed significance in elementary and junior high school study time for both homework and non-homework, and for high school study time for homework. Having a mother with a BA or AS showed a significant association with elementary and junior high school study time for non-homework and for high school study time for both homework and non-homework.

Through this research, I confirmed that prominent sociological theories and findings are valid

when they are tested in a Japanese sample. Specifically, Lam (2012) and Jacob (2002)'s theories that girls dedicate more effort to studies, and Parsons (1982)'s theory of socialization and internalization, hold up in the Japanese sample (Parsons & Mayhew, 1982).

The theoretical contribution of this study includes the finding that comparative theories such as Lam et al. (2012)'s theories are applicable to Japan, as this study demonstrated that girls in elementary and junior high school study longer for both homework and non-homework, and in high school they study longer for homework. Lam et al. (2008)'s theory (namely, girls tend to have better academic engagement) is applicable to this result as both homework and non-homework at the elementary and junior high school level and homework at the high school level do need more commitment and eagerness compared to non-homework at the high school level, which tends to have more urgency for both girls and boys who want to advance academically and in their career.

In Japan, girls' perseverance in academics is pronounced, as showing commitment invites more attention and recognition from significant others (e.g., parents and teachers who directly evaluate or judge their academic abilities) and because effort is respected in Japanese culture. Hence, these results can be interpreted by utilizing Markus & Kitayama (1991)'s theory of implicit expression in Japan (e.g., showing study as an attitude, or non-verbal communication, to receive recognition) together with Heine et al. (1999)'s theory of the importance of significant others' recognition in Japan.

Other theoretical implications include the finding that the prominent theory outlined by Parsons (1982) is buttressed by the Japanese sample in this study, in which having mother with a BA or AS showed significance for elementary and junior high school students' study time for non-homework and for high school students' study time for both homework and non-homework. This result can be perhaps interpreted to mean that mothers' experience and familiarity with higher education (both BA and AS) and with college entrance exams might cause high school students to internalize the importance of dedication to study and act upon it. Elementary and junior high school students' commitment to non-homework might perhaps show that they are eager to advance academically, as they have internalized the value of study for satisfying their aspirations.

As these results which support prominent theories demonstrate, theories have to be tested to see if they hold in different societies, as the present study has done, in order to investigate the validity of the theories. In addition to the theoretical contributions discussed, by understanding some correlates of study time, I have also been able to articulate limitations and implications for future research, and suggest practical advice, such as educational interventions, that could potentially alleviate the gaps in achievement among students. With this additional help, students can potentially have a better chance of achieving academic advancement which subsequently leads to better employment and earnings.

### *Acknowledgement*

The data for this secondary analysis, “Survey of After-School Time Allocation, Benesse Educational Research and Development Institute” (2008) was provided by the Social Science Japan Data Archive, Center for Social Research and Data Archives, Institute of Social Science at the University of Tokyo.

### *References*

- Ando, Fumitaka. 2001. “The influence of self-determination on academic motivation”. *Bulletin of the Graduate School of Education and Human Development, Nagoya University*. 48: 73-81.
- Barnett, Melissa D., Gerhard Sonnert, and Philip M. Sadler. 2014. “Productive and ineffective efforts: how student effort in high school mathematics relates to college calculus success”. *International Journal of Mathematical Education in Science and Technology*. 45 (7): 996-1020.
- Bianchi, Suzanne M., and John Robinson. 1997. “What Did You Do Today? Children’s Use of Time, Family Composition, and the Acquisition of Social Capital”. *Journal of Marriage and the Family*. 59 (2): 332-44.
- Bidwell, Charles E., and Noah Friedkin. 1988. Sociology of Education. In Neil J. Smelser (ed.), *Handbook of Sociology*. (pp. 449-471). Beverly Hills, CA: Sage Publishing Co.
- Brinton, Mary C. 1988. “The Social-Institutional Bases of Gender Stratification: Japan as an Illustrative Case”. *American Journal of Sociology*. 94 (2): 300-334.
- Bronfenbrenner, Urie. 1961. Some familial antecedents of responsibility and leadership in adolescents. pp. 239-271 in Luigi Petruccio and Bernard M. Bass, eds. *Leadership and Interpersonal Behavior*. New York, NY: Holt, Rinehart and Winston.
- Lam, Shui-fong, Shane Jimerson, Eve Kikas, Carmel Cefai, Feliciano H. Veiga, Brett Nelson, Chryse Hatzichristou, et al. 2011. “Do girls and boys perceive themselves as equally engaged in school? The results of an international study from 12 countries”. *Journal of School Psychology*. 50: 77-94.
- Cabinet Office, Japan. 2013. *White Paper on Children and Young People* [in Japanese]. [http://www8.cao.go.jp/youth/whitepaper/h25honpen/b1\\_04\\_01.html](http://www8.cao.go.jp/youth/whitepaper/h25honpen/b1_04_01.html)
- Coleman, James S. 1988. “Social capital in the creation of human capital”. *American Journal of Sociology*. 94: 95-120.
- DiPrete, Thomas A., and Jennifer L. Jennings. 2012. “Social and behavioral skills and the gender gap in early educational achievement”. *Social Science Research*. 41 (1): 1-15.
- Englund, Michelle M., Amy E. Luckner, Gloria J. L. Whaley, and Byron Egeland. 2004. “Children’s Achievement in Early Elementary School: Longitudinal Effects of Parental Involvement, Expectations, and Quality of Assistance”. *Journal of Educational Psychology*. 96 (4): 723-730.
- Garasky, Steven. 1995. “The Effects of Family Structure on Educational Attainment: Do The Effects Vary by the Age of the Child?” *American Journal of Economics and Sociology*. 54 (1): 89-105.
- Heine, Steven H., Darrin R. Lehman, Hazel Rose Markus, and Shinobu Kitayama. 1999. “Is there a universal need for positive self-regard?” *Psychological Review*. 106 (4): 766-794.
- Heine Steven J., Shinobu Kitayama; Darrin R Lehman; Toshitake Takata; Eugene Ide; Cecilia Leung; Hisaya Matsumoto. 2001. “Divergent consequences of success and failure in Japan and North America: an investigation of self-improving motivations and malleable selves”. *Journal of Personality and Social Psychology*. 81 (4): 599-615.
- Ishida, Hiroshi. 2007. High schools as institutions which engage employment [in Japanese]. <http://www.jil.go.jp/institute/zassi/backnumber/2007/04/pdf/056-058.pdf>
- Ishida, Hiroshi. 2010. Does class matter in Japan? Demographics of class structure and class mobility from a comparative perspective. pp. 33-56 in *Social class in contemporary Japan: structures, sorting and strategies*. Hiroshi Ishida, and David H. Slater, eds. London, UK: Routledge.

- Ichikawa, Shinichi. 2004. *Nurture educational aspiration and skills; the way to achieve educational attainment* [in Japanese]. Tokyo, Japan: Shogakukan.
- Jacob, Brian A. 2002. "Where the boys aren't: non-cognitive skills, returns to school and the gender gap in higher education". *Economics of Education Review*. 21: 589-98.
- Jonsson, Jan O., David B. Grusky., Reinhard Pollak., Matthew Di Carlo., and Carina Mood. 2011. Occupations and Social Mobility: Gradational, Big Class, and Micro-class Reproduction in Comparative Perspective. pp. 138-171 in *Persistence, Privilege, and Parenting: The Comparative Study of Intergenerational Mobility*. Robert Erikson, Markus Jannti, and Timothy Smeeding, eds. New York: Russell Sage Foundation.
- Lareau, Annette. 1989. *Home Advantage*. London and New York: Falmer Press.
- Lim, Sol, Cheol E. Han, Peter J. Uhlhaas, and Marcus Kaiser. 2013. "Preferential Detachment During Human Brain Development: Age- and Sex-Specific Structural Connectivity in Diffusion Tensor Imaging (DTI) Data". *Cerebral Cortex*. (1).
- Markus, Hazel Rose, and Shinobu Kitayama. 1991. "Culture and the Self: Implications for Cognition, Emotion, and Motivation". *Psychological Review*. 98 (2): 224-253.
- Ministry of Education, Culture, Sports, Science and Technology – Japan (MEXT), 2008. Survey of the cost of schooling [in Japanese].  
[http://www.mext.go.jp/b\\_menu/toukei/chousa03/gakushuuhi/kekka/k\\_detail/\\_icsFiles/afiedfile/2010/03/19/1289326\\_2.pdf](http://www.mext.go.jp/b_menu/toukei/chousa03/gakushuuhi/kekka/k_detail/_icsFiles/afiedfile/2010/03/19/1289326_2.pdf)
- Mortimer, Jeylan T., and Michael J. Shanahan. 2003. *Handbook of the life course*. New York: Kluwer Academic/Plenum Publishers.
- Kariya, Takehiko. 2001. *Stratified Japan and Educational Crisis* [in Japanese]. Tokyo, JAPAN: Yushindon.
- Kariya, Takehiko. 2011. "Credential inflation and employment in 'universal' higher education: enrolment, expansion and (in)equity via privatisation in Japan". *Journal of Education and Work*. 24 (1-2): 69-94.
- Kalmijn, Matthijs. 1994. "Mother's Occupational Status and Children's Schooling." *American Sociological Review*. 59: 257-275.
- Keith, Timothy Z. 1982. "Time Spent on Homework and High School Grades: A Large-Sample Path Analysis". *Journal of Educational Psychology*. 74 (2): 248-53.
- Kerckhoff, Alan C., Stephen W. Raudenbush, and Elizabeth Glennie. 2001. "Education, Cognitive Skill, and Labor Force Outcomes". *Sociology of Education*. 74 (1): 1-24.
- Kim, Youna. 2012. *Women and the media in Asia: the precarious self*. Houndmills, Basingstoke, Hampshire: Palgrave Macmillan.
- Kimura, Haruo. 2010. *Elementary school students' time studying – Comparative study of 6 major cities* [in Japanese]. [http://berd.benesse.jp/berd/berd2010/center\\_report/data11.html](http://berd.benesse.jp/berd/berd2010/center_report/data11.html)
- Kohn, Melvin L. 1977. *Class and conformity: a study in values, with a reassessment*. Chicago, IL: University of Chicago Press.
- Shirahase, Sawako. 2010. "Japan as a Stratified Society: With a Focus on Class Identification". *Social Science Japan Journal*. 13 (1): 31-52.
- Sudo, Kosuke. 2010. "Influence of Learning Strategy on PISA [Programme for International Student Assessment] Achievement: From the Viewpoint of Strategy Differences between Social Classes" [in Japanese]. *Journal of Educational Sociology*. 86, 139-158.
- OECD (Organisation for Economic Co-operation and Development). 2014. PISA [Programme for International Student Assessment] 2012 Results in Focus: What 15-year-olds know and what they can do with what they know. <http://www.oecd.org/pisa/keyfindings/pisa-2012-results-overview.pdf>
- Ono, Hiroshi. 2004. "Are sons and daughters substitutable?: a study of intra-household allocation of resources in contemporary Japan". *Journal of Japanese International Economies*. 18: 143-160.
- Ono, Hiroshi. 2008. "Training the nation's elites: National-private sector differences in Japanese university education". *Research in Social Stratification and Mobility*. 26 (4): 341-356.

- Sewell William H., and Vimal P. Shah. 1968. "Parents' education and children's educational aspirations and achievements". *American Sociological Review*. 33 (2): 191-209.
- Parsons, T., and L.H. Mayhew. 1982. *Talcott Parsons on institutions and social evolution: selected writings*. Chicago: University of Chicago Press.
- Wrong, D. 1961. "The Over-socialized Conception of Man in Modern Sociology". *American Sociological Review*. 26:183-93.
- Zins, Joseph E. 2004. *Building academic success on social and emotional learning: what does the research say?* New York: Teachers College Press.





# 高校生の将来ビジョンは学習時間の長さを左右するか

下瀬川 陽

(東北大学大学院)

高校における進学のみを目的とした指導が批判されがちであるが、生徒のより遠隔的な目標、時間的展望が学習行動を促進するかについては実証されていない。したがって本稿では、将来ビジョンを「高校生自身の将来に対するイメージや考え」と定義し、それが高校生の学習時間に与える影響について検討する。因子分析の結果、男女とも「啓発志向性」「楽観思考性」の2つの構成因子が得られた。重回帰分析の結果、男女ともに「啓発志向性」が学習時間を長くすることが明らかになった。男子ではこの効果が学校ランクの効果の一側面を示しているに過ぎないが、女子では他の変数を統制したあとでも独自の効果が見られた。「社会の中の自分」に対する客観的なイメージを持たせることが学習時間を延ばす可能性があることが明らかになった。

## 1. 問題設定

本稿の目的は、高校生が持つ将来ビジョンが彼らの学校外での学習時間を左右するかを検討することである。

荻谷 (2001: 144-5) においては、学習時間は「教育の諸問題と結びつきうる指標」であり「努力の指標」としての側面も持つとされている。そうであるならば学習時間は、児童・生徒の学習行動の実際を描き出すのに良い指標のように思われる。

図1は中高生の学習時間をグラフにしたものである。中学生・高校生のどちらにおいても減少傾向にあることがわかる。また、学習内容の量でいえば高校生の方が多にも関わらず、中学生よりも一貫して短い点も特徴的である。さらに、日本青少年研究所 (2009) によれば、中国・韓国・米国と比較した場合、日本の高校生の学習時間は圧倒的に短い。

高校生の学習行動を規定するものとして、まず、内発的学習動機 (神林 2008) が挙げられる。これは、「学校で得た知識がいずれ仕事や生活の役に立つ」「勉強しないと筋道だった考え方ができなくなる」「勉強がわかることが面白い」など、学習する事自体に価値を見出しているかどうかを示しており、この内発的学習動機が強い者ほど学習時間が長くなるとされている。荻谷 (2001) では、高校ランクを統制しても母親学歴が学習時間に正の効果を持つことから、近年では、本来個人の裁量であるはずの努力にも階層差があると指摘されている。また、藤田 (2001) では荻谷の研究で得られた知見が日本の高校生に特徴的なものである可能性を示唆したうえで、高校のタイプ (普通科/専門科)<sup>2)</sup>、進学アスピレーションも効果を持つとしている。當山 (2010) においても、高校生にとっての近接目標である卒業後の進路が学習の動機づけに有効であるとされている。

進学アスピレーション (進路目標) が学習行動を促進することについて、2006年に起き

た必修科目未履修問題をきっかけに、高校が予備校化しているとして、それを批判する言説が頻繁に見られるようになった。また、2014年12月の中教審答申においては、新しい時代にふさわしい高大接続に向けた高校教育改革の方針のひとつとして、「高等学校教育については、(中略)、自分の夢や目標をもって主体的に学ぶことのできる環境を整備する」としている。

このような進路希望とは異なる遠隔的な時間的展望、すなわち進学よりもさらに先にある将来に対するイメージや目標が、確かに高校生の学習のモチベーションとなるかを検討したい。本稿では、遠隔的な時間的展望を以降「将来ビジョン」と言い換え、「高校生自身の将来に対するイメージや考え」と定義する。

なお、本稿ではすべての分析を男女別に行う。中西(1993)や笹原(2010)で指摘されているように、高校生になるまでに社会化されることで、男女で異なる進学期待や性別役割分業意識を抱くことが考えられ、それによってさらに遠くにある将来ビジョンも男女で異なることが想定されるからである。

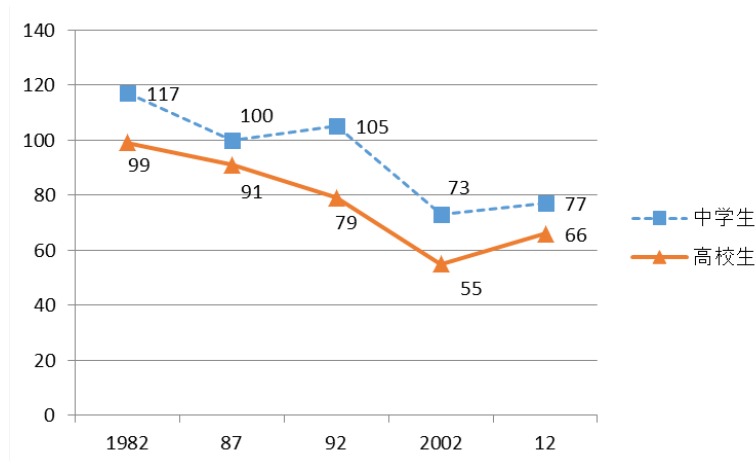


図1 中高生の学習時間の変化

(「NHK 中学生・高校生の生活と意識調査 2012—失われた20年が生んだ“幸せ”な十代」pp.98より報告者作成)

## 2. データ・方法

分析には、ベネッセ教育総合研究所が2008年に行った「放課後の生活時間調査」データのうち、高校1・2年生が回答したものをを用いる。

まず、自身の将来についての考えやイメージを尋ねた複数の項目に対して探索的因子分析を行い、高校生の将来ビジョンがどのような軸によって構成されているかを検討する。因子分析に用いた変数は表1のとおり作成した。

表 1 因子分析に用いた変数

変数	操作
将来の目標がはっきりしている 自分は将来、幸せになれると思う 将来のためにがまんするよりも今を楽しみたい 将来は世界で活躍したい これからの世の中をよくするためにがんばりたい 将来の目標を持ちたい	当てはまるほど数字が大きくなるように変換(1~4)

次に、両親の学歴および通っている高校のランクによって将来ビジョンの因子得点が異なるかを簡単に確認する。最後に、学習時間を従属変数とする重回帰分析を行う。学習時間については、平日の「学校の宿題をする」時間と「学校の宿題以外の勉強をする」時間についての回答をそれぞれ分単位に直したあと合算し、自然対数を取ったものを用いる<sup>3)</sup>。その他の統制変数は表 2 のとおりに作成した。

表 2 統制変数

変数名	内容
親 大学・短大卒ダミー	両親のどちらか一方または両方が大学・短大卒である場合1、そうではない場合0を与えた
高校ランク上位ダミー 高校ランク下位ダミー	中位(偏差値50.0~59.9)を基準に作成
普通科ダミー	所属する高校が普通科の場合1、そうでない場合0を与えた
高校2年生ダミー	
通塾ダミー	通塾していると答えた場合に1、そうでない場合0を与えた
進学希望ダミー (中学・高校まで/短大・専門まで /4年制大学以上)	どこまで進学したいか「わからない」と答えた場合を基準にそれぞれダミーを作成した

### 3. 結果

#### 3.1.1 高校生がもつ将来ビジョン

表 3 および表 4 は将来ビジョンについて因子分析を行った結果である<sup>4)</sup>。

男女でほぼ同じ因子を 2 つ得た。男子の第 1 因子および女子の第 2 因子は、「世界で活躍したい」「世の中を良くするために頑張りたい」「目標を持ちたい」といった項目との正の相関が見られる。社会に貢献することや自身の価値を高めることを是とする意識が共通因子として取り出されていると解釈しこれを「啓発志向性」とする。この因子が取り出されたことから、高校生の将来ビジョンを形成する軸のひとつが向社会的意識の高さであることが推察される。この因子得点の絶対値が大きい者では、社会の中で自分はどのような存在であるか(どのようにありたいか)というより広範な視点からの客観的な将来ビジョンの形成がなされていると考えられる。

男子の第 2 因子および女子の第 1 因子は「目標がはっきりしている」「将来幸せになれる

と思う」といった項目との正の相関が見られる。自身の将来に対する明るいイメージやそれを実現するための前向きな姿勢を反映していると解釈しこれを「楽観思考性」とする。こちらは先の「啓発志向性」と比べ、自身をイメージの中心に据えたより主観的な将来ビジョンの軸を示していると考えられる。

同様の因子が取り出されているものの、どちらが第1因子かという点においては男女で違いが見られた。男子の方は社会と自分という客観的な軸から将来をイメージしやすいのに対し、女子の方がより自身を軸に将来を考える傾向にあると推測される。

表3 因子分析結果（男子）

	第1因子	第2因子
目標がはっきり	-.092	.552
幸せになれる	.033	.470
今を楽しみたい	-.086	-.104
世界で活躍したい	.355	.174
世の中を良くする	.433	.193
目標を持ちたい	.543	-.225
固有値	2.038	1.093
寄与率	.340	.182
累積寄与率	.340	.522

※抽出は主因子法による

※因子負荷量はプロマックス回転後の値

表4 因子分析結果（女子）

	第1因子	第2因子
目標がはっきり	.869	-.161
幸せになれる	.670	.024
今を楽しみたい	-.307	-.057
世界で活躍したい	.344	.499
世の中を良くする	.239	.695
目標を持ちたい	-.344	.878
固有値	1.926	1.155
寄与率	.321	.193
累積寄与率	.321	.514

※抽出は主因子法による

※因子負荷量はプロマックス回転後の値

### 3.1.2 親学歴・高校ランクと将来ビジョン

本節ではどのような生徒でどのような将来ビジョンが形成されているかを、親学歴と高校ランクに着目し確認する。まず、親の学歴をふたつのグループ（どちらか一方または両親が大卒以上／どちらも非大卒）にわけ、各因子得点の平均に違いがあるかを検討した。結果が表5および表6である。

啓発志向性については女子においてのみ違いが見られた。両親非大卒グループで因子得点の平均が低く、向社会的な将来ビジョンが形成されにくいことがわかる。性別によって親

学歴による違いの有無があることは、同性の親がロールモデルになりがちである可能性を示唆している。父親が働いて「社会に貢献する」姿は、父の学歴を問わず比較的想像しやすい。したがって、男子生徒にとってのロールモデルが父親になりがちであるならば、啓発志向性に親の学歴による違いは見られない。一方、母親が働く、あるいはその他の活動によって「社会に貢献する」姿は、母親の学歴によって想像しやすいか否かが異なると考えられる。したがって、母親がロールモデルになりがちな女子生徒においては、啓発志向性に親学歴による違いが見られると考えられる。

楽観思考性については男女ともに親学歴による違いが見られた。大学・短大卒の親がいる場合に、主観的な将来ビジョンが明るく前向きになりやすいことがわかる。自身の将来像に重ねやすい最も身近な大人として、生徒が受けとめるイメージは、親自身の学歴によって異なると推察される。

次に学校ランクを2グループ（中・上位校／下位校）にわけ、各因子得点に差があるかを検討した。結果が表7および表8である。

啓発志向性については男女ともに学校ランクによる差が見られた。中・上位校でより因子得点の平均が高くなっている。もともと向社会的意識が高い者が集まっていることも考えられるが、そのような環境に身を置くことによるピアエフェクトによってより啓発志向が高まる可能性も考えられる。

一方、楽観思考性については男女ともに学歴による差異は見られなかった。楽観思考性については主観的なイメージの軸であり、本人のパーソナリティや高校生になるまでの社会化によって形成される部分が大きいために、学校で受ける影響があまり大きくないことがうかがわれる。

表 5 平均値の差（啓発志向性，親学歴）

男子				女子					
	Obs	Mean	S.E	S.D		Obs	Mean	S.E	S.D
親大学・短大卒	475	.005	.046	1.005	親大学・短大卒	494	.068	.046	1.021
親非大卒	349	-.037	.052	.979	親非大卒	414	-.074	.048	.981
(diff		.043	.070	)	(diff		.141	.067	)
df=822					df=906				
t=.608 (p=.543)					t=2.115 (p=.034)				

表 6 平均値の差（楽観思考性，親学歴）

男子				女子					
	Obs	Mean	S.E	S.D		Obs	Mean	S.E	S.D
親大学・短大卒	475	.044	.043	.948	親大学・短大卒	494	.064	.045	.995
親非大卒	349	-.076	.057	1.064	親非大卒	414	-.074	.050	1.012
(diff		.119	.070	)	(diff		.138	.067	)
df=822					df=906				
t=1.697 (p=.090)					t=2.1146 (p=.039)				

表 7 平均値の差（啓発志向性，学校ランク）

男子				女子					
	Obs	Mean	S.E	S.D		Obs	Mean	S.E	S.D
中・上位校	191	.245	.072	.989	中・上位校	198	.223	.074	1.036
下位校	237	-.067	.063	.974	下位校	326	-.023	.055	.984
(diff		.311	.095	)	(diff		.141	.090	)
df=426					df=522				
t=3.265 (p=.001)					t=2.722 (p=.007)				

表 8 平均値の差（楽観思考性，学校ランク）

男子				女子					
	Obs	Mean	S.E	S.D		Obs	Mean	S.E	S.D
中・上位校	191	.109	.070	.972	中・上位校	198	.098	.068	.963
下位校	237	-.019	.068	1.039	下位校	326	-.041	.055	.991
(diff		.128	.098	)	(diff		.139	.088	)
df=426					df=522				
t=1.305 (p=.193)					t=1.575 (p=.116)				

### 3.2 学習時間の規定要因

前節で得られた将来ビジョンの構成因子が学習時間を左右するかを，重回帰分析によって検討する．表 9 は重回帰分析に用いられた変数の記述統計量であり，表 10 および表 11 はその結果である．男女とも，Model 1 は因子得点のみを含むモデル，Model 2 は統制変数のみのモデル，Model 3 は全てを加えたモデルである．

男子では Model 1 において啓発志向性が有意であるものの，Model 3 ではその影響が消失している．啓発志向性が高いほど勉強時間は長くなる傾向にあるが，先に確認したように，その因子得点は学校ランクによって異なる．啓発志向性が学習時間に与える効果は，学校ランクが学習時間に与える効果の異なる姿であると考えられる．あるいは，Model 2 および Model 3 の両方において 4 年制大学進学希望が一貫して正の効果をもっているが，そちらを介した効果であると考えられる．

楽観思考性に関しては一貫して効果を持たない．さらに，Model 2 から Model 3 の決定係

数の増分は有意ではない。男子においては将来ビジョンが直接、学習時間を左右するとは言い難いと考えられる。

女子では啓発志向性が一貫して正の効果を持っている。Model 3 においては係数が小さくなっており、その効果は男子と同じように、学校ランクや進学アスピレーションに吸収されている部分があるものの、啓発志向性が高いほど学習時間が長くなる傾向が残っている。男子と異なるこの結果は、ジェンダー・トラックの存在を示唆している。すなわち、女子においては社会で活躍することが一般的であるという認識が持たれないために、啓発志向性の高い女子はそれを実現するために努力をしなければならないと考えていると推測される。あるいは、それを実現するために勉強に価値を見出している可能性がある。それが学習時間というかたちをとって表れていると考えられる。

しかしながら、楽観思考性については女子においても効果を持たない。また Model 2 から Model 3 の決定係数の増分も、男子と同じように有意ではない。したがって、将来ビジョンが学習時間を左右する力は女子においても大きいものではないと考えられる。

表 9 記述統計量

	男子					女子				
	Obs	Mean	S.D	Min	Max	Obs	Mean	S.D	Min	Max
啓発志向性		.048	.978	-2.706	2.389		.075	1.009	-2.723	2.291
楽観思考性		.037	1.023	-2.323	3.187		-.012	.993	-2.706	2.956
勉強時間(対数)		3.938	1.439	0	5.704		3.874	1.564	0	5.704
親 大学・短大卒		.638	.481	0	1		.605	.489	0	1
高校ランク上位		.075	.264	0	1		.098	.298	0	1
高校ランク下位	387	.561	.497	0	1	489	.616	.487	0	1
普通科		.933	.251	0	1		.908	.289	0	1
2年生		.499	.501	0	1		.462	.499	0	1
通塾		.238	.426	0	1		.200	.401	0	1
高校まで		.047	.211	0	1		.047	.212	0	1
短大・専門まで		.067	.251	0	1		.186	.390	0	1
4年制大学まで		.824	.381	0	1		.671	.470	0	1



表 10 重回帰分析結果（男子）

	Model 1			Model 2			Model 3		
	Coef	Beta	S.E	Coef	Beta	S.E	Coef	Beta	S.E
啓発志向性	.168 *	.114	.078				.098	.067	.073
楽観思考性	.056	.040	.075				.040	.029	.070
親 大学・短大卒				-.074	-.025	0.15	-.080	-.027	.146
高校ランク上位				.080	.015	.272	.074	.013	.271
高校ランク下位				-.451 **	-.156	.155	-.423 **	-.146	.155
普通科				.715 *	.125	.285	.723 *	.126	.285
2年生				.073	.025	.137	.070	.024	.137
通塾				.269	.080	.164	.264	.078	.164
高校まで				-.632	-.093	.419	-.665	-.097	.420
短大・専門まで				-.389	-.068	.379	-.452	-.079	.383
4年制大学まで				.604 *	.160	.288	.551 †	.146	.291
定数	3.928 **		.073	3.023 **		.401	3.050 **		.403
R2		.018			.177			.183	
Adj R2		.012			.157			.159	
N					387				

※ \* p<.05 † p<.10

表 10 重回帰分析結果（女子）

	Model 1			Model 2			Model 3		
	Coef	Beta	S.E	Coef	Beta	S.E	Coef	Beta	S.E
啓発志向性	.233 **	.150	.072				.119 †	.077	.065
楽観思考性	.093	.059	.073				.012	.008	.066
親 大学・短大卒				-.355 **	.007	.131	-.345 **	-.108	.131
高校ランク上位				.223	.338	.232	.239	.046	.232
高校ランク下位				-.627 **	.000	.148	-.612 **	-.191	.148
普通科				.236	.294	.225	.235	.043	.226
2年生				-.138	.270	.125	-.141	-.045	.125
通塾				.309 †	.058	.163	.268	.069	.164
高校まで				.083	.817	.357	.082	.011	.357
短大・専門まで				-.193	.434	.247	-.200	-.050	.250
4年制大学まで				1.095 **	.000	.220	1.056 **	.318	.223
定数	3.858 **		.070	3.539 **	.000	.312	3.550 **		.317
R2		.031			.256			.263	
Adj R2		.027			.243			.245	
N					489				

※ \*\* p<.01 \* p<.05 † p<.10

#### 4. まとめ

本稿では、高校生の将来ビジョンにはどのような構成因子があるか、またそれらが学習時間を左右するかを検討した。結果をまとめると以下の通りである。

- ① 高校生の将来ビジョンを構築する軸としては「啓発志向性」「楽観思考性」の2つが考えられる。啓発志向性は社会と自分との関係に焦点を当てた客観的なビジョンであり、楽観思考性は自身を中心に据えた主観的なビジョンである。どちらが第1因子になるかについて、男女で違いがみられる。
- ② これら2つの因子得点は、親学歴あるいは高校ランクによって異なる。啓発志向性は女子においてのみ、高学歴の親を持った場合に得点が高くなることが示された。また、男女ともに中・上位校グループにおいて得点の平均が高くなった。楽観思考性は男女とも親の学歴が高いグループで平均値が高くなった。学校ランクによる得点の違いは見られなかった。
- ③ 男女ともに、啓発志向性の因子得点が高いほど学習時間が長くなる傾向が見られた。男子ではそれが学校ランクや進学アスピレーションの効果を介しての影響であるのに対し、女子では直接影響していることが明らかになった。楽観思考性はどちらにおいても有意な効果を持たなかった。将来ビジョンを投入したことによる有意なモデルの改善はみられず、将来ビジョンによる学習時間の規定力は強いものではないと考えられる。

以上の3点からはジェンダー・トラックの存在がはっきりとうかがわれる。女子において社会で活躍する姿というのは描きにくいものであり、それを実現することもまた「普通」のことではないことが示唆されている。反対に、男子においては社会に貢献する姿は比較的当たり前の姿として描かれやすいために、特に努力しなくてもそのイメージを現実のものにすることが可能であると考えられがちなのではないだろうか。したがって、そういったイメージ自身が学習へ向かわせるモチベーションとなりにくいことが考えられる。

男子においても女子においても、より遠隔的な将来ビジョンはある程度、進路希望に反映されていると考えることができる。したがって、たとえ直接的な効果を持たずとも、将来ビジョンを形成するような教育を行うことが、高校生の学習行動を促進する上で無駄であるということとはできない。また、高校の予備校化を一概に批判することもまた誤りであると考えられる。生徒たちは「なんとなく」ではなくより遠隔的な夢や目標を実現する手段として進学を考えている可能性があるからである。さらに将来社会で活躍していきたいと考える女子においては、進学とは関係なく勉強することそれ自体が価値あることだと考えていると推測される。

本稿では将来ビジョンが学習時間を規定するというモデルで検討を行ってきたが、学習時間が将来ビジョンを規定するということが十分に考えられる。また、男女間の因子構造が全く同じものであるかどうかは証明できない。正しい因果関係を描き出すためのより緻密

なモデルによる検討は、今後の課題としたい。

#### [注]

- 1) NHK 放送文化研究所 (2013) によれば、2012 年は「脱ゆとり」の影響で下げ止まっているものの、この傾向が続いていくかは不明である。
- 2) 普通科高校はさらに上位校と中・下位校に分けられているため、実際は高校ランクも同時に考慮していることになる。
- 3) 5 分と答えた場合には 5、1 時間と答えた者には 60 のように数値を与えた。なお、4 時間以上と答えた者は 1 人しかいなかったため欠損とした。ヒストグラムを確認したところ、少ない方に偏っていたため自然対数をとった。便宜上、学校外の学習時間が 0 のものにも 1 を与えた。
- 4) 「今を楽しみたい」の項目については第 1・第 2 因子のどちらとも相関が大きくなかったため、解釈をやすくするため共通の構成因子を持たない、将来ビジョンとは関係のないものとして考えることとした。

#### [謝辞]

本稿の分析に当たり、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「放課後の生活時間調査、2008」(ベネッセ教育総合研究所)の個票データの提供を受けました。記して感謝申し上げます。

香川めい先生、木村治生先生、藤原翔先生、及び参加者の皆様のご助言に心から感謝致します。

#### [参考文献]

Benesse 教育研究開発センター、2013、「高校データブック 2013」

(<http://berd.benesse.jp/shotouchutou/research/detail1.php?id=3180>, 2015/2/20 取得)。

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」『上越大学研究紀要』21:77-93。

神林博史、2008、「『ゆとり教育』は学習を変えたか——『ゆとり教育』導入前後の学習意識と学習行動の分析」海野道郎・片瀬一男編『「失われた時代」の高校生の意識』有斐閣、33-58。

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へ』有信堂高文社。

中西祐子、1993、「ジェンダー・トラック——性役割観に基づく進路分化メカニズムに関する考察」『教育社会学研究』53:131-154。

NHK 放送文化研究所、2013、『NHK 中学生・高校生の生活と意識調査 2013——失われた 20 年が生んだ“幸せ”な十代』NHK 出版。

日本青少年研究所、2010、「高校生の勉強に関する調査 報告書」

(<http://www1.odn.ne.jp/youth-study/research/>, 2015/2/20 取得)。

笹原恵、1999、「ジェンダーの『社会化』——『適応』と『葛藤』のはざまから」鎌田とし子・矢澤澄子・木本喜美子編『講座社会学 14 ジェンダー』東京大学出版会、179-212。

當山明華、2010、「高校生の学習の動機づけと将来展望に関する研究」『東北大学大学院教育学研

究科学研究年報』 58(2): 328-341.

**[資料]**

新しい時代にふさわしい高大接続の実現に向けた高等学校教育，大学教育，大学入学者選抜の一体的改革について（答申）（中教審第 177 号）

([http://www.mext.go.jp/b\\_menu/shingi/chukyo/chukyo0/toushin/1354191.htm](http://www.mext.go.jp/b_menu/shingi/chukyo/chukyo0/toushin/1354191.htm) 2015/2/20 取得).



# 放課後の生活時間調査から見る高校生のキャリア意識の規定要因 —異質な他者が存在する場と生活や勉強への態度に焦点を当てて—

齋藤 有吾

(京都大学大学院)

本研究では、ベネッセ教育総合研究所による「第1回 放課後の生活時間調査 [2008年]」のデータを用いて、高校生のキャリア意識の規定要因に関して、探索的に検討した。その際、交絡因子の調整として傾向スコア法を用い、異質な他者が存在する場への所属とキャリア意識との関連について、慎重な検討を試みた。その結果、部活動やアルバイトをしていることとの関連は見られなかったが、学習塾に行っていること、あるいは規則正しい生活習慣や計画的な勉強といった、生活や勉強への態度が、キャリア意識に対して一定の説明力を持っていることが明らかになった。

## 1. 問題と目的

### 1.1 問題背景

近年の知識基盤社会における情報化やグローバル化などの変化を背景に、社会との接続を担う大学の役割も変化を求められるなか、溝上 (2014) は、将来展望と目的意識を持った行動の有無といったキャリア意識が、大学生の成長を規定し、さらに大学卒業後の職場での仕事のしかたにポジティブな影響を及ぼしていることなどから、大学教育におけるキャリア意識の重要性を指摘している。しかし同時に、そのようなキャリア意識が、大学4年間でなかなか変容しづらいため、大学の入口手前の高校との接続の観点からの検討の必要性も指摘している。それでは、大学入学以前にある程度固定化されていると考えられるキャリア意識の規定要因はどのようなものなのか。

梅崎・八幡・下村・田澤 (2010) はソーシャルネットワークに着目し、高校生のソーシャルネットワークが職業キャリア意識に与える影響を調査し、所属集団以外の異質な他者の存在が職業キャリアにポジティブな影響を与えることを明らかにしている。高校生は普段同じ学校の同じクラスの生徒と長い時間ともに過ごすため、そのような同質集団以外の異質な他者に会える場は限られていると考えられる。部活、学習塾、アルバイトで出会える他者は異質な他者であり、クラス以外にそのような場に所属がある生徒は、そうでない生徒に比べて、キャリア意識が成熟する傾向がみられるといった可能性が考えられる。

また溝上 (2014) は高校2年生を対象にした大規模な調査から、勉強を中心として高校生活を過ごしている生徒はキャリア意識が高く、その逆に、部活動を中心に過ごしている生徒は将来のことをあまり考えていない。また、勉強を中心としながらも部活動を計画的に両立させようとしている生徒や、友だちと遊んだり通信したりすることを中心に過ごしている生徒は将来のことを比較的良好に考えているなど、生徒のタイプによって、キャリア意識が異

なる傾向にあることを明らかにしている。調査の限界から、なぜそのような傾向が生まれるのか、その規定要因はどのようなものなのかといったことまでは言及されていないが、時間を効率よく計画的に使うといった個人の特性や、幅広い人間関係がキャリア意識にポジティブな影響を与えるといったことが仮説的に考えられよう。

## 1.2 目的

以上を踏まえ、本稿では高校生のキャリア意識について、異質な他者が存在する場に所属しているかどうかという環境的な要因と、時間をどのように使っているかといった個人の特性の要因を統合的に扱い、それぞれどのような関連が見られるかを探索的に検討し、キャリア意識の規定要因に関して示唆を得ることを目的とする。

## 2. 方法

### 2.1 データ

本研究で用いたデータは、東京大学社会科学研究所データアーカイブセンターから提供を受けた「第1回 放課後の生活時間調査 [2008年] (ベネッセ教育総合研究所)」の個票データである。本調査は2008年11月に、無作為抽出された全国の小学5年生から高校2年生を対象に、子どもたちの生活時間の実態や、時間に関する意識などを明らかにする目的で実施されたものである。調査方法は郵送法による自記式質問紙調査である。調査内容は主に、子どもの基本属性、生活時間、行動パターン、時間に対する意識やストレス、将来展望などである。質問紙の配布数は25,716であり、有効回収数は8,017 (31.2%)となっている。ただし、本研究は高校生に注目するものであるため、高校生のデータのみを用いる。なお、高校生の有効回収数は1,822である。

### 2.2 変数

ここでは、本研究で使用した変数について、また、分析のため独自に加工・作成した変数について述べる。まず、本研究において従属変数となるキャリア意識として、「将来の目標がはっきりしている (q14.11)」を使用し、これをキャリア意識と操作的に定義する。「とてもあてはまる」～「まったくあてはまらない」の4件法であり、将来の目標がはっきりしている生徒ほど得点が高くなるように (4点～1点) 調整した。

次に独立変数の環境的要因となる、「異質な他者が存在する場への所属」の変数として、「学習塾に行っているか (q6)」「部活動に入っているか (q8)」「アルバイトをしているか (q9)」を使用する。所属していれば1、そうでなければ0とした。ただし、アルバイトに関しては、定期的であっても短期的であっても、所属しているとみなし1とした。ただし、これらの変数の分布には著しい偏りがある。例えば学習塾に行っている生徒は323名 (17.7%)、アルバイトをしている生徒は248名 (13.6%)となっており、そうでないものに

比べ、特殊な背景を持っている可能性がある。このような場合、独立変数と従属変数との関連を検討するにあたり、仮に有意な関連がみられたとしても、交絡因子の影響の混入を考慮する必要がある。しかし、多数のデモグラフィックな変数を共変量として投入することはモデルを煩雑にして解釈を複雑にするため、好ましくない。

そこで、本研究では傾向スコアを用いて交絡因子の調整を行った。この手法は、本研究のような調査観察研究において、複数の交絡因子を一つの変数に集約し、その変数を交絡因子の調整に用いるものである。傾向スコアを算出するにあたり、デモグラフィック変数である「通っている学校の設置区分・課程・学科 (q1.1)」「学年 (q1.3)」「性別 (q1.4)」「居住地域・人口規模 (q1.5)」「親との時間のルール (q17)」「中学校卒業時の成績 (q21)」「希望する進学段階 (q23)」「母親の仕事 (q25)」「家の環境 (q26)」「親の学歴 (q26.4,5)」を使用した。質的変数はダミー変数化し（あてはまれば1，そうでなければ0）、量的変数はポジティブな回答ほど得点が高くなるように調整した。ただし、「通っている学校の設置区分・課程・学科」において「その他」、 「親との時間のルール」において「携帯電話やゲームを持っていない」、 「希望する進学段階」において「その他」あるいは「わからない」、 「母親の仕事」において「その他」と回答されているものはすべて欠損値扱いとした。また、「通っている学校の設置区分・課程・学科」においては、全日制とそれ以外、普通科とそれ以外、「居住地域（人口規模）」においては「特別区・指定都市」「5万以上」「5万未満」となるようにダミー変数化した。

最後に、独立変数の中でも個人特性（サイコグラフィック変数）となる「生活や勉強への態度」として、「朝は自分で起きる」「規則正しい生活をしている」「人に言われなくても自分から勉強する」「計画的に勉強をする」「定期テストはしっかり準備する」「約束の時間を守るほうだ」「思いついたらすぐ行動に移すほうだ」「時間を無駄に使っていると感じる」(q14.1～8)を使用する。「とてもあてはまる」～「まったくあてはまらない」の4件法であり、あてはまるほど得点が高くなるように（4点～1点）調整した。

## 2.3 分析手法

まず、「異質な他者が存在する場への所属」が「キャリア意識」と関連するかどうかを重回帰分析によって検討する。その際、有意な関連が示された独立変数に関して、傾向スコアによる交絡因子の調整を行い、同様の傾向が見られるかどうかを検討する。なお傾向スコア算出にあたり、二項ロジスティック回帰分析を行う。当然、最初の重回帰分析で有意な関連を示さなかったとしても、交絡因子の調整を行うことで、有意な関連を示すことも考えられる。しかし本研究では結果の煩雑さを回避するため、最初の重回帰分析で有意な傾向を示したものにのみ言及する。

その後、「異質な他者が存在する場への所属」をステップ1、「生活や勉強への態度」をステップ2とした階層的重回帰分析を行い、分散説明率の増分なども考慮しながら、「キャリア



ア意識」を規定する要因に関して、統合的な解釈を試みる。

なお、本研究では分析の都合上、因果関係を仮定したモデルを用いているが、それによって積極的に因果関係を同定しようとするものではない。例えば重回帰分析は、本研究において、複数の独立変数間の影響を統制した場合に、ある独立変数から従属変数への程度の説明力を持つのかを検討するために、探索的に用いている。分析のモデルが、必ずしも先行研究の因果の方向性と一致するわけではないということに留意されたい。

### 3. 結果と考察

#### 3.1 記述統計

主な変数の記述統計を表1に示す。また、「キャリア意識」に関して、「異質な他者が存在する場への所属」別の平均値と、その差の効果量を表2に示す。傾向スコア算出に使用した変数に関しては割愛する。表2から、「部活」と「アルバイト」に関しては、平均値差はほぼなく、効果量も非常に小さい。しかし「学習塾」に関しては、行っている生徒のほうが0.2ほど平均値が高く、小程度の効果量を示している。次に、3つの変数すべてを独立変数に投入し、それぞれの影響を統制した場合の関連をみるため、重回帰分析を行う。

表1 主な量的変数の記述統計

	有効N	平均値	標準偏差	最小値	最大値
<b>従属変数(キャリア意識)</b>					
将来の目標がはっきりしている	1807	2.44	1.01	1	4
<b>独立変数(生活や勉強への態度)</b>					
朝は自分で起きる	1815	2.67	1.01	1	4
規則正しい生活をしている	1811	2.65	0.81	1	4
人に言われなくても自分から勉強する	1813	2.52	0.96	1	4
計画的に勉強をする	1811	2.08	0.88	1	4
定期テストはしっかり準備する	1814	2.47	0.88	1	4
約束の時間を守るほうだ	1811	3.24	0.75	1	4
思いついたらすぐ行動に移すほうだ	1809	2.76	0.79	1	4
時間をむだに使っていると感じる	1809	2.93	0.86	1	4

表2 所属別「キャリア意識」の平均値と効果量

	平均値	標準誤差	度数	割合(%)
<b>学習塾</b>				
行っていない	2.40	0.03	1489	81.72
行っている	2.60	0.06	323	17.73
Hedges's g	-0.20			
<b>部活</b>				
入っていない	2.44	0.05	511	28.05
入っている	2.43	0.03	1306	71.68
Hedges's g	0.01			
<b>アルバイト</b>				
していない	2.43	0.03	1559	85.57
している	2.45	0.07	248	13.61
Hedges's g	-0.02			

### 3.2 「異質な他者が存在する場への所属」を独立変数とする重回帰分析

「キャリア意識」を従属変数、「異質な他者が存在する場への所属」を独立変数とする重回帰分析の結果を表3に示す。分散説明率はおよそ0.5%と低く、唯一有意となった「学習塾」の標準偏回帰係数も0.07程度と低い。この結果からわかることは、学習塾に行っているかどうかと「キャリア意識」は一定の関連がみられるものの効果量としては小さく、総じて「異質な他者が存在する場への所属」の説明力は低いということである。しかし先述のように、交絡因子の影響の混入により、クリアな効果が見づらくなっている可能性がある。そこで次に、唯一有意となった「学習塾」に注目し、その交絡因子の調整のため傾向スコアを算出したのち、それを統制変数に加えた重回帰分析を再度行う。

表3 「異質な他者が存在する場への所属」を独立変数とする重回帰分析

	標準化係数	95%下限	95%上限	VIF
学習塾	.072 *	0.02	0.12	1.01
部活動	-.008	-0.06	0.04	1.05
アルバイト	.011	-0.04	0.06	1.06
R <sup>2</sup>	.005 *			

\*  $p < .05$

### 3.3 「キャリア意識」と「学習塾」との関連

傾向スコア算出のため、「学習塾」を従属変数、先述のデモグラフィック変数を独立変数とした二項ロジスティック回帰分析を行った。まず、すべての独立変数を用いて変数増加法（尤度比，投入：.10，除去：.10）を行い、その結果示された「学習塾」の予測に有力だと考えられる変数を次に強制投入法で同様の分析にかけ、予測確率を算出し、その予測確率を傾向スコアとした。その結果、モデルの方程式に組み込まれた項目は、「学年」「進学希望：大学」「進学希望：大学院」、「中学卒業時の成績」「自分1人の勉強部屋がある」「父親の学

歴」であった。二項ロジスティック回帰分析の結果を表 4 に示す。なお、モデルの評価では、Hosmer-Lemeshow の検定では  $\chi^2(8)=1.89$ ,  $p=.98$  と、観測値と期待値に有意な差がないと評価できるものであった。また、ROC 曲線の AUC 値は.73 (95%CI: .70-.76) であり、予測の感度が高いことが確認された。

表 4 傾向スコアの推定に利用した項目

変数名	回帰係数	標準誤差	Wald統計量	オッズ比	95%下限	95%上限
進学希望:大学	1.33 *	0.29	20.59	3.79	2.13	6.75
進学希望:院	2.28 *	0.35	42.14	9.77	4.91	19.45
学年	.29 +	0.16	3.21	1.33	0.97	1.82
中学卒業時の成績	-.27 *	0.08	11.36	0.76	0.65	0.89
自分1人の勉強部屋	.38 +	0.23	2.82	1.47	0.94	2.29
父親の学歴	.47 *	0.17	7.89	1.60	1.15	2.23

\*  $p < .05$ , +  $p < .10$

そして次に、「キャリア意識」を従属変数、「学習塾」と傾向スコアを独立変数とした重回帰分析を行った。その結果を表 5 に示す。最初の重回帰分析同様に、「学習塾」の標準偏回帰係数が 0.064 と低めの値ながら有意な関連を示した。傾向スコアで交絡因子を調整、すなわち統制を行ってもなお、学習塾に行っているかどうかと「キャリア意識」は一定の関連がみられた。ただし効果量としては小さく、やはり分散説明率も低い。本研究において目的の一つとしていた「異質な他者が存在する場への所属」と、将来の目標がはっきりしているかどうかという「キャリア意識」との間には、一定の関連が見られるが、重要な規定要因といえるほどの効果量は示されなかった。ただし、後述するように、この結果は測定上の課題を克服することによって変化する可能性があり、本研究の分析によって結論を得ようとするのは尚早であろう。最後に、このモデルに「生活や勉強への態度」というサイコグラフィックな変数を加え、統合的な解釈を試みる。

表 5 傾向スコアを統制変数に加えた重回帰分析結果

	標準化係数	95%下限	95%上限	VIF
学習塾	.064 *	0.01	0.12	1.11
傾向スコア	.006	-0.05	0.06	1.11
$R^2$	.004 *			

\*  $p < .05$

### 3.4 階層的重回帰分析による「キャリア意識」の規定要因の検討

「キャリア意識」を従属変数、「異質な他者が存在する場への所属」をステップ 1、「生活や勉強への態度」をステップ 2 に独立変数として投入する階層的重回帰分析を行った。その

結果を表 6 に示す。ステップ 1 からステップ 2 への分散説明率は 5%ほど上昇しており、「生活や勉強への態度」を投入した意味はあったといえる。それぞれの独立変数の標準偏回帰係数に注目すると、「学習塾」のほか、「規則正しい生活をしている」「計画的に勉強をする」「思いついたらすぐ行動に移すほうだ」といった変数も、「キャリア意識」と正の関連を示している。これらの結果は、溝上（2014）の勉学に励む生徒ほど、あるいは計画的に時間を使って両立できる生徒ほどキャリア意識が高いという指摘を支持するものといえよう。

表 6 階層的重回帰分析結果

	標準化係数				VIF
	Step1	Step2	95%下限	95%上限	
学習塾	0.067 *	0.07 *	0.02	0.12	1.13
傾向スコア	0.005	-0.03	-0.09	0.02	1.21
朝は自分で起きる		0.01	-0.04	0.06	1.13
規則正しい生活をしている		0.07 *	0.01	0.12	1.25
人に言われなくても自分から勉強する		0.06	-0.01	0.13	2.03
計画的に勉強をする		0.08 *	0.00	0.15	2.21
定期テストはしっかり準備する		0.03	-0.03	0.09	1.60
約束の時間を守るほうだ		0.04	-0.02	0.09	1.13
思いついたらすぐ行動に移すほうだ		0.08 *	0.03	0.13	1.04
時間をむだに使っていると感じる		-0.01	-0.06	0.04	1.07
	$R^2$	.005 *	.056 *		
	$\Delta R^2$		.051 *		

\*  $p < .05$

#### 4. 結論

本研究では、ベネッセ教育総合研究所による「第 1 回 放課後の生活時間調査 [2008 年]」のデータを用いて、高校生のキャリア意識の規定要因に関して探索的に検討した。交絡因子の調整をしてもなお、学習塾という異質な他者が存在する場への所属、あるいは規則正しい生活習慣や計画的な勉強といった、生活や勉強への態度が一定の説明力を持っていることが明らかになった。学習塾の場合、違う学校の生徒や、塾の講師などが異質な他者として生徒のキャリア意識にポジティブな影響を与える可能性が考えられよう。また、生活や勉強への態度とキャリア意識との関連は、溝上（2014）と整合性がある。ただし、キャリア意識が高いからこそ、その将来の目標に向かって計画的に勉強をしているなど、逆の因果関係、あるいは双方向の因果関係の可能性は本研究の結果からまったく否定出来ない。また多くの課題が残されているため、過度な一般化や意味付けは危険である。以下に本研究の課題をまとめる。

まずこれらは 1 時点の調査であり、個人内の変化に言及するものではないため、あくまで個人間の傾向が明らかになっただけである。個人間の分散をてがかりに行われた検討であ

り、高校生の3年間における個人内のキャリア意識の変容がそもそも生じるのかなどは本研究のデザイン上、明らかにすることは不可能である。そのような変容が起こるのか、その変容に影響を与えるものはどのようなものなのか、縦断的な調査で確認していく必要があるだろう。また、本研究の分析は探索的な性格が強く、因果関係を同定しようとするものではない。当然、将来の目標がはっきりしているからこそ学習塾に行っている、計画的に勉強をしている、あるいは擬似相関といった可能性に留意する必要がある。

さらに測定上の問題により信頼性が担保されておらず相関の希薄化が生じている懸念も考えられる。加えて、本調査はキャリア意識に焦点を当てて行われたものではなく、その規定要因を探るには変数が限られていたことも課題としてあげられる。溝上(2014)が指摘するように、もしキャリア意識が変容しづらいものであり、なおかつそれが大学以降の学習に多大に影響を与えるとするならば、キャリア意識の強力な規定要因を同定し、そこに積極的に介入する方策を探ることが今日の高大接続に求められているといっても過言ではないだろう。以上のような課題を克服し、よりキャリア意識への規定要因に踏み込んでいくことで、さらに意義深い検討が可能となるだろう。

#### 【謝辞】

【二次分析】にあたり、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「第1回 放課後の生活時間調査 [2008年]」(ベネッセ教育総合研究所)の個票データの提供を受けました。

#### 【参考文献】

- 杉山成, 2007, 「アルバイト経験はキャリア意識の形成にどのような影響を与えるのか」 『小樽商科大学人文研究』 113: 87-98.
- 梅崎修・八幡成美・下村英雄・田澤実, 2010, 「ソーシャルネットワークの構築が進路意識に与える影響 - 『高校生のキャリア意識調査』の分析」 『生涯学習とキャリアデザイン』 7: 123-134.
- 溝上慎一, 2014, 『学校と社会をつなぐ調査1時点目(高校2年生)報告書』 京都大学高等教育研究開発推進センター・学校法人河合塾 教育研究開発本部

# 親のアプローチと子どもの学習習慣の関連 —潜在クラスモデルを用いた計量分析—

安藤 努

(東北大学大学院)

本稿は、「第2回子ども生活実態基本調査」をもとに、親の関与が子どもの学習時間に与える影響とその学校段階での違いについて、潜在クラス分析を用いて検証した。分析の結果、様々な親の関与類型が明らかになり、その中でも肯定的アプローチは子どもの学習習慣の形成に関して重要な要素であることが明らかになった。また、否定的アプローチは、それ単独では学習行動に対して影響しないが、肯定的なアプローチと組み合わせた場合では影響がみられ、その影響は学校段階によって異なることが明らかになった。

## 1. はじめに

### 1.1 研究の背景

本稿の目的は、子どもの勉強に対する親の関与の仕方の違いが子どもの学習行動に与える影響について、潜在クラスモデルを用いて示すことである。

教育社会学の分野において、出身階層が子どもの教育達成に影響していることは、もはや定説となっている。その際、親の行動が子どもの教育達成に影響する、その具体的なメカニズムを明らかにすることは教育社会学における重要な関心事である。例えば、日本において、学校外教育投資に関する研究にはこれまで多くの蓄積があるが（例えば盛山・野口 1984；都村 2008；中澤 2013）、これらの研究は親の社会経済的背景が学校外教育投資（子どもの通塾）に媒介され子どもの教育達成に影響することを想定している。つまり、出身階層という家庭の要因が学校外教育投資という具体的な行動を媒介することで、子どもに伝達するメカニズムを想定しているのである。また、別視点ではあるが、学歴下降回避仮説（吉川 2006）は、出身階層の世代間継承に合理的選択理論を用いた試みである。そこでは、子どもは進路決定に関して、親学歴と同等以上の学歴の取得を希望すると仮定し、子ども個人の合理的選択が、結果として学歴の再生産という社会現象を起こしていることを示唆している。つまり、出身階層と子どもの教育達成の関連に関して、子どもの合理的な進路希望を媒介要因とするメカニズムを想定している。このように、家庭における子どもや親の具体的な行動に着目した研究が数多くなされている。

本稿では、そのような具体的な行動の一つとして、子どもに対する親の関わり方に焦点を当てる。それは、子どものしつけに関して家庭が責任を負っている（広田 1999）ことから、学習行動に代表されるような子どもの生活習慣に対して、親のアプローチの仕方が何らかの影響を持っていることが予想されるからだ。子どもに対する親のアプローチに関しては、親の養育態度という言葉を用いて主に心理学の分野で研究が進められてきた（三隅・阿久根

1971; 金子・新瀬 2002 など). しかし, 特定の学年, あるいは学校段階に絞った研究が多く, 小学校段階や中学校段階で親のアプローチがどのように異なるのかについては, まだ明らかにされていない.

他方で, 子どもの学習時間を直接的に分析の対象とした研究は少ないことが指摘されている (荻谷 2000). 学習習慣の形成という意味では, 子どもが学習の重要性を認知したところで, それが実際に行動となって表出されなければ学習習慣が形成されるとは言い難い. また, 荻谷 (2000) は子どもの学習時間 (努力の総量) に出身階層差があることを示したが, 実際にどのような親の行動が子どもの学習時間に影響しているか, そのプロセスまでは示されていない. これに関して, 木村 (2009) は, 親子関係に着目し, 親の肯定的関与と否定的関与が子どもの学習時間に影響を及ぼしていること, また否定的関与の学習時間への影響が, 学校段階によって異なることを示したが, クロス集計をもとにした基礎分析にとどまっている.

以上のことを踏まえ, 本稿では, 木村 (2009) によって示された傾向をもとにして, 親の肯定的関与と否定的関与が学習時間にどのような影響を与えているか, またそれが学校段階によって異なるか検証することを研究課題とする.

## 1.2 分析枠組み

前述のとおり, 養育態度に関しては心理学の分野で盛んに研究が行われてきた. 三隅・阿久根 (1971) は, 両親のしつけ方と小学生の学業成績について, 子どもに対して愛情を注ぐなど情緒的に支持することは学業成績を高め, しつけや訓練と言った指導者の態度は情緒的支持を伴った場合に学業成績を高めることを明らかにした (三隅・阿久根 1971). 金子・新瀬 (2002) は, 親の養育態度について, 子どもの考えを聞くといった「関心・受容的態度」, 人に迷惑をかけないようにしつけるといった「指導的態度」の2つの類型を示し, どちらか一方ではなく2つの側面を持ち合わせることで小学生の向社会性を高めることを明らかにした (金子・新瀬 2002). これらの心理学的研究に共通してみられるのは, 子どもに対する養育態度として, 子どもを支援する肯定的態度と, 子どもをしつける指導者の態度の2つが存在すること, そしてその両面を持ち合わせることで子どものパーソナリティを形成し, 学業達成に対してプラスに働くということである. また, 秋田・村瀬・市川 (2003) は子どもに対する親の活動支援について因子分析を行い, 「学業支援」「生活支援」「文化活動支援」の3類型を示し, それら3つのサポートは子どもの成績に関わらず行われていることを明らかにしている (秋田・村瀬・市川 2003). 竹村・小林 (2008) は, 小学生における親の関与と学習動機の関連について, 親の経済的支援や将来への支援が, 子どもの学習活動に対する価値観を高めること, 親が学習援助や文化的活動への参加の機会を与えることで, 子どもは勉強に対する楽しさを深めること, 親が生活習慣の形成を心がけることで子どもは勉強を大事だと認知することを明らかにした (竹村・小林 2008).

このように、子どもの学習に対する親の関与の仕方について様々な研究がなされているが、どの研究もある特定の学校や学校段階に絞ったデータを用いているため、得られた知見が学校や学校段階を越えて一般化可能なかまでは明らかにされていない。例えば、子どもの学習には学校から出される課題や学校文化などの影響や、子どもの学校段階に合わせて親が関与の仕方を変化させることも考えられる。特に親の関与の仕方に関して、子どもが小学校のうちには積極的に関与していた親でも子どもの成長に伴って、子どもの自主性を尊重するようになれば、学校段階が上がるにつれてあまり関与しなくなることも考えられる。また、子どもが成長するにつれ親への反抗心が生まれることを考慮すれば、たとえば高校生の子どもを勉強させるために小学校の時と同じ関与の仕方をするのは効果的ではないかもしれない。このように考えれば、子どもが小学校段階から高等学校段階に上がるまで、親が一貫して同じ関与をするとは一概に言えず、学校段階ごとにとられやすい関与の仕方や子どもの勉強時間への影響が異なることが予想される。このため、小中高の各学校段階を対象とする大規模な調査データを用いて、親の関与と学習行動との関連を検証する必要がある。例外的な研究として、木村（2009）は、相談相手になるなどの親の肯定的な関与が学校段階を問わずして子どもの学習行動を促進することや、すぐに口出しするなどの否定的な関与の子どもの学習行動への影響は学校段階で異なる傾向を記述的な統計を用いて示した。しかし、実際の親の関与を考えた際、子どもに対して肯定的に関与している親が必ずしも否定的な関与をしないとは限らない。小学生段階において、肯定的態度と指導者的態度の両面を併せ持つことが学業成績を高めること（三隅・阿久根 1971）を考慮すれば、否定的な関与そのものは学習時間そのものを高めないが、同時に行う関与の在り方によってその効果が変化することも考えられる。また、学習時間に出身階層差があることが指摘されているが（荻谷 2000）、出身階層を統制しても、親の関与は学習時間に対して影響しているのだろうか。こうした複雑な傾向は記述的な統計からは明らかにできない。これらを踏まえて、本稿では木村（2009）が示した傾向をもとに、親の関与と学習時間の関連を探索的に検証することにした。

## 2. 用いるデータ

2009年に行われた「第2回子ども生活実態基本調査」のデータを用いる。このデータは、ベネッセ教育総合研究所が2009年に行った調査であり、小学4年生から高校2年生までの広範な学年を対象とした調査である。調査の概要については以下の表にまとめた（表2）。この調査の特徴は、小学校段階から高校生段階までの各学校段階の子どもに対して同一の質問項目を用いている点である。よって本稿で用いる親の関与の変数は、すべて子どもの視点から見た親の関与である。このことから、親は叱ったつもりがないのに子どもは叱られたと感じる、といったような実際の親の関与と子どもの認知との間にずれが生じうる（今林



表2 第2回子ども生活実態基本調査の概要

調査対象	小学4年生から高校2年生
データ数	小学校:3561人(18校) 中学校:3917人(12校) 高等学校:6317人(13校) 合計:13797人
調査時点	2009年8月～10月
地域	全国
標本抽出法	市区町村の人口密度および人口規模を考慮した有意抽出法
調査方法	学校通しの質問紙による自記式調査

1987; 秋田・村瀬・市川 2003). ただし, 親の態度に対する子どもの認知の仕方によって, 子どもの学習の動機づけが異なり, その後の学習方略に影響することや(三木・山内 2000), 親の関与の仕方に関して親の評価よりも子どもがそれをどのように認知するかが子どものパーソナリティ形成に影響することが指摘されている(金子・新瀬 2002). 本稿では, これらの指摘を踏まえて, 子どもの認知する親の関与の仕方に着目した.

### 3. 分析方法と用いる変数

#### 3.1 分析方法

本稿の目的は, 親の関与の仕方と学習時間の関連が学校段階によってどのように異なるのかを検証することである. そのために, 分析方法として潜在クラスモデルを用いる. 用いる変数の詳細は後述するが, 本稿で用いる第2回子ども生活実態基本調査における親の関与に関する変数はすべて二値変数となっている. これは, 小学生でも容易に理解できるように回答項目を簡素化させたためである. 潜在変数の抽出によく用いられる因子分析は, 用いる顕在変数が連続変数である場合を仮定しているため, 二値変数の時に用いるのは適切ではない. 一方で, 潜在クラスモデルは局所独立の仮定に基づいて, カテゴリカルな顕在変数からカテゴリカルな潜在変数を抽出する分析方法である(三輪 2009; 藤原・伊藤・谷岡 2012). つまり, 顕在変数間の関連が条件付き独立となるような潜在変数を抽出し, 潜在変数におけるカテゴリ(潜在クラス)に所属する条件付き確率によって個人間の差異を示す. これによって, 親の関与によって個人をグループに割り当てることができる. 潜在変数や潜在クラスを確定する際は, 潜在変数と潜在クラスの数を変えた複数のモデルを作成し, BICなどの適合度指標を用いてどのモデルがもっともあてはまりが良いかを探索的に検証する. よって分析の手順は, ①潜在変数の数と潜在クラスの類型を, 適合度指標を参考にして確定し, ②学校段階と抽出された潜在クラスとの関連を調べ, ③両親学歴を統制したうえでの学習行動と親のアプローチの関連を順序ロジスティック回帰分析を用いて分析した. なお, 分析には LEM というカテゴリカルデータの分析に特化したフリーのソフトウェアを用いたり.

### 3.2 分析に用いる変数

分析に用いた変数とその度数分布は以下のようになっている（表 3.2.1, 表 3.2.2）.

表3.2.1 分析に用いた変数

変数	概要	値
親の関与	(質問項目)	
学習援助	勉強を教えてくれる	
褒める	いいことをしたときにほめてくれる	
叱る	悪いことをしたときにしかってくれる	
相談相手	困ったときに相談に乗ってくれる	0.いいえ
学習促進	いつも「勉強しなさい」と言う	1.はい
口出し	何でもすぐ口出しをする	
矛盾	約束したことを守ってくれない	
考えのおしつけ	考えをおしつける	
学習時間	家庭の学習時間と休日の学習時間から1週間の学習時間を算出し、そこに通塾回数×1回あたりの塾での学習時間を合計し、4カテゴリにまとめた	1.ほとんどしない 2.平均未満 3.平均程度 4.平均以上
両親学歴	父学歴と母学歴からどちらか一方が大卒以上なら1、どちらも大卒未満なら0を割り当て	0.非大卒 1.大卒以上

表3.2.2 分析に使用する変数の度数分布

変数名	度数	%	変数名	度数	%
学習援助	いいえ 8315	61.1	矛盾	いいえ 11633	85.4
	はい 5299	38.9		はい 1981	14.6
	合計 13614	100.0		合計 13614	100.0
褒める	いいえ 5519	40.5	考えのおしつけ	いいえ 11376	83.6
	はい 8095	59.5		はい 2238	16.4
	合計 13614	100.0		合計 13614	100.0
叱る	いいえ 3828	28.1	学習時間	ほとんどしない 1590	11.7
	はい 9786	71.9		平均未満 3724	27.4
	合計 13614	100.0		平均程度 4372	32.1
相談相手	いいえ 6627	48.7		平均以上 3928	28.9
	はい 6987	51.3		合計 13614	100.0
	合計 13614	100.0	両親学歴	非大卒 7325	53.8
学習促進	いいえ 8808	64.7		大卒以上 6289	46.2
	はい 4806	35.3		合計 13614	100.0
	合計 13614	100.0	学校段階	小学校 3468	25.5
口出し	いいえ 9586	70.4		中学校 3849	28.3
	はい 4028	29.6		高等学校 6297	46.3
	合計 13614	100.0		合計 13614	100.0

本稿で用いる8つの親の関与の変数のうち、「学習援助」「褒める」「叱る」「相談相手」は肯定的な指標として、「学習促進」「口出し」「矛盾」「考えのおしつけ」は否定的な指標として解釈されている（木村 2009）.

学習時間は、木村（2009）にならって、平日と休日の家庭の学習時間をすべて時間に変換し、平日の学習時間を5倍したものと休日の学習時間を2倍したものを足し合わせ、通塾しているものに関してはさらに通塾回数と1回あたりの塾での学習時間を合計した。これ

は、データの中における平日と休日の家庭での学習時間が、塾や予備校を除いた時間になっているためである。本稿では、学校段階によって学習時間の平均が異なることを考慮し、1週間の学習時間が0ではないサンプルに限定したうえで、学校段階ごとの学習時間の3分位点を取り、それぞれの範囲に該当する値を「平均未満」「平均程度」「平均以上」の3カテゴリに分け、学習時間が0である「ほとんどしない」のカテゴリと合わせて4カテゴリの変数とした。両親学歴は出身階層を測る変数とし、父親と母親の両方またはいずれかが大卒以上であるカテゴリと、両方とも大卒でないカテゴリに操作した。分析には用いる変数に欠損値の含まれるサンプルを除いた13,614ケースを用いた。

度数分布をみると、主に「いいえ」よりも「はい」の方が多かったのは「褒める(59.5%)」「叱る(71.9%)」「相談相手(51.3%)」といった肯定的な指標においてであった。反対に、「いいえ」の方が多かったのは、「学習援助(61.1%)」と主に否定的な指標である「学習促進(64.7%)」「口出し(70.4%)」「矛盾(85.4%)」「考えのおしつけ(83.6%)」であった。このことから、全体としてみると、否定的な関与や学習援助をする親は少なく、肯定的な関与をする親が多い傾向がうかがえる。

#### 4. 分析の結果

##### 4.1 親のアプローチの類型

分析にあたって、まず親のアプローチがどのように類型化されるのかを検証した。親の関与に関する8変数を用いて、潜在変数の数や潜在クラスの数を変えながら潜在クラス分析を行った(表4.1.1, 表4.1.2)。

表4.1.1 Model1～Model5の適合度(N=13614)

	潜在変数の数	潜在クラスの数	自由度df	尤度比統計量G <sup>2</sup>	p値	BIC
Model1	1	2	238	6302.1088	.000	4036.6216
Model2	1	3	229	2444.4803	.000	264.6628
Model3	1	4	220	1105.2413	.000	-988.9066
Model4	1	5	211	735.6941	.000	-1272.7841
Model5	2	2	237	2001.2509	.000	-254.7175

表4.1.2 Model3のモデル構造

	関心薄	肯定的	否定的	複合型
所属率	.291	.420	.127	.162
学習援助	.148	.601	.121	.485
褒める	.183	.931	.082	.864
叱る	.322	.967	.472	.982
相談相手	.246	.792	.090	.600
学習促進	.182	.246	.640	.714
口出し	.121	.067	.831	.784
矛盾	.065	.035	.411	.368
考えのおしつけ	.066	.021	.579	.389

潜在クラスモデルにおいて、尤度比カイ二乗検定は有意でない方が好ましいが、標本の数が大きいと有意になりやすい。本稿で用いるデータは、標本の数が大きいため、尤度比カイ二乗検定が有意になりやすく、帰無仮説が棄却されやすくなっている。このため、モデルのあてはまりはBICの値を参考に検証する。表4.1.1においてBICの値を見ると、潜在クラスの数を増やしていくにつれてBICの値が大きく低下しているが下がり幅はだんだんと小さくなっている。BICの値が最も低いのはModel4であるが、潜在クラスの数5つ以上に設定した場合、推定されないパラメータが検出された。これは、カテゴリを増やすことでそのセルに入る値がなくなる、つまり構造的ゼロのセルが多く出てきてしまうからである。以上のことを踏まえ、BICの値が小さく、正しくパラメータを推定しているModel3を最も妥当なモデルとした。

表4.1.2はModel3の構成割合と条件付き応答確率を示したものである。分析の結果、親のアプローチとして、それぞれの応答確率が低く子どもにあまり関与しないと考えられる類型、「学習援助」「褒める」「叱る」「相談相手」の応答確率が高く主に肯定的な関与を行うと考えられる類型、「叱る」「学習促進」「口出し」「矛盾」「考えのおしつけ」の応答確率が高く主に否定的な関与を行うと考えられる類型、「矛盾」「考えのおしつけ」を除く肯定的・否定的関与の両面を兼ね備える類型の合計4つの潜在クラスが抽出された。このことから、4つの類型をそれぞれ「関心薄」「肯定的」「否定的」「複合型」とした<sup>23)</sup>。

#### 4.2 親のアプローチが学校段階で異なるか

次に、学校段階と親のアプローチの関連について多項ロジスティック回帰分析を行って検証した(表4.2.1)。小学校、中学校、高等学校それぞれの学校段階の差異を詳細に比較するために、同時分析をしている。その結果、学校段階が上がるにつれ、肯定型または複合型よりも関心薄のカテゴリの方が選択されやすいことが明らかになった。つまり、学校段階が上がるにつれて、親は子どもにあまり関与しなくなるということである。また、関心薄と否定型との比較では、小学校段階に比べて中学校段階の方が、否定型のアプローチがとられやすいことが明らかになった。このことから、学校段階によって子どもに対する親の関与の仕方が異なること示された。

表4.2.1 学校段階と親の関与類型に関する多項ロジスティック回帰分析

	肯定的/関心薄			否定的/関心薄			複合型/関心薄		
	B	S.E.	EXP(B)	B	S.E.	EXP(B)	B	S.E.	EXP(B)
(切片)	1.836 **	0.079		-1.159 **	0.183		0.518 **	0.091	
中学校	-1.477 **	0.090	0.228	0.609 **	0.176	1.839	-0.695 **	0.102	0.499
高等学校	-2.845 **	0.105	0.058	0.053	0.178	1.055	-1.967 **	0.102	0.140

N=13614 G<sup>2</sup>=4141.6364 df=724 \*\*p<0.01 独立変数の参照カテゴリは小学校

表4.2.2 学校段階を考慮した親の関与類型

	関心薄	肯定的	否定的	複合型
所属率	.339	.363	.130	.169
小学校	.107	.673	.034	.186
中学校	.258	.370	.149	.223
高等学校	.516	.188	.171	.125
学習援助	.120	.701	.111	.474
褒める	.307	.936	.060	.848
叱る	.437	.968	.429	.973
相談相手	.295	.837	.087	.582
学習促進	.162	.268	.626	.710
口出し	.110	.062	.805	.782
矛盾	.051	.040	.390	.374
考えのおしつけ	.062	.015	.556	.391

モデルの構造を見てみると学校段階をモデルに加えることによって潜在クラスの構造が変化した(表 4.2.2) 4)。これは共変量を入れたことによって、モデルの最適解が変化したからである(三輪 2009)。ただし、基本的な類型は共変量を入れない Model3 と同じ傾向が見られた。ただし、各学校段階の応答確率を見ると、小学校段階の割合が大きい類型では、学習援助の割合も大きくなっているが、それらの類型における高校生段階の割合は低くなっている。このことから、学校段階によってとられやすい関与の仕方が異なることが明らかになった。

さらに、親がとる関与類型が学校段階によって極端に異なる。表 4.2.2 を見ると、関心薄と否定的のカテゴリにおいて小学校段階のサンプルが所属している割合が極端に低い。つまり、小学校段階においては子どもに対して関心が薄い、または否定的アプローチをとる親がそもそもほとんどいないのである。このまま分析を進めていくと、構造的ゼロが多いため分析がうまくいかない可能性がある 5)。

よって、次善策として、それぞれの学校段階において親の関与の類型がどのように異なるかをモデルを分割して検証した。検証した結果が表 4.2.3, 表 4.2.4, 表 4.2.5 である 6)。細かな条件付き応答確率を検証すると、小学校段階における類型、中学校段階における類型、高校段階における類型はそれぞれ異なる。小学校段階におけるどの応答確率も低い値を示している類型は、全体のサンプルで分析した際の「関心薄」に相当する類型と考えられるが、他の学校段階と比較して学習援助(40.4%)・褒める(31.4%)・叱る(47.9%)の応答確率が相対的に高い。子どもが小学校段階のうち、子どもをしつけるという意味で褒めたり叱ったりするなどのアプローチがとられやすいと考えられる。よってこの類型は「しつけ型」とした。ただし、「しつけ型」を除けば、「どの関与も行わない」「主に肯定的な関与を行う」「主に否定的な関与を行う」「肯定的・否定的問わずすべての関与を行う」という大まかな傾向にはどの学校段階でも共通していた。よって、本稿では、小学校段階における4類型を「しつけ型」「肯定的」「否定的」「複合型」、中学校段階及び高校段階における4類型を「関心薄」「肯定的」「否定的」「複合型」とした。

それぞれの学校段階を見ていくと、まず小学校段階で所属率が最も高いのは肯定的な指標の割合が高い「肯定的」(61.5%)となっている。言い換えれば、小学校段階においては、ほとんどの親が子どもに対して肯定的アプローチをとっているということである。0歳から3歳の子どもを持つ親において、子どもの年齢が高まるにつれて子どもへの関わり方が穏和でなくなることが明らかになっている(倉持・田村・久保・及川 2007)が、子どもが学校に通う段階においても同様の結果が得られたと言えよう。各学校段階の所属率と比較すると、小学校段階で肯定的アプローチの所属率が61.5%であるのに対し、中学校段階では42.9%、高校段階では34.8%まで低くなっている。一方で、関心薄の類型に関しては、中学校段階で24.7%、高校段階で36.0%と学校段階の上昇とともに高くなっている。

小学校段階において次に高い所属率を示しているのは、「しつけ型」(15.5%)である。この類型は、また、主に否定的な指標の割合が総じて高い「否定的」(10.2%)においても、他の学校段階と比較して、学習援助をしたり褒めたりする傾向にあるようだ。つまり、小学校段階のうち、どのような類型であっても、親が子どもの学習を手伝ったり子どもを褒めていることがわかる。

ところが、学校段階が上がるにつれて、親の関与類型に変化がみられる。中学校段階で「学習援助」の応答確率が高い類型は「肯定的」(60.5%)と「複合型」(48.4%)に限られ、「褒める」の応答確率も「関心薄」(21.3%)と「否定的」(9.6%)において低い値を示している。高校段階では、どの関与類型においても「学習援助」の割合が低い値を示している。子どもの学校段階が早いうちは学習内容も比較的簡単なため、親も子どもの勉強を見てやるができるが、学校段階が上がり、次第に学習内容が高度化していくことで子どもの勉強を援助できる親が限られてくるためと考えられる。

また、「矛盾」や「考えのおしつけ」の応答確率も学校段階によって変化している。「矛盾」の応答確率が高いのは小学校段階の「否定的」(61.4%)と「複合型」(50.7%)であるが、高校段階ではどの類型も一貫して低い応答確率を示している。一方で「考えのおしつけ」は、小学校段階ではあまり感じないが、中学校段階および高校段階の否定型(それぞれ55.5%、62.9%)においてはそのように感じるようだ。これは成長とともに親の意図を探るようになった結果、一見矛盾するような親の関与に対して理解を示したり、逆に考えをおしつけられていると感じるようになるのかもしれない。

いずれにせよ、子どもに肯定的・否定的に接するといっても、学校段階によってその中身が異なることが明らかになった。ただし、重ねて述べるが、同じ名称の類型であっても、大まかな傾向が同じであるだけでその中身は学校段階によって異なることは留意すべき点である。

表4.2.3 小学校段階における親の関与類型とその構造 (N=3468)

	しつけ型	肯定的	否定的	複合型
所属率	.155	.615	.102	.129
学習援助	.404	.895	.372	.890
褒める	.314	.948	.431	.968
叱る	.479	.971	.758	.985
相談相手	.257	.882	.189	.814
学習促進	.280	.310	.642	.820
口出し	.048	.056	.689	.746
矛盾	.071	.040	.614	.507
考えのおしつけ	.023	.015	.399	.351

表4.2.4 中学校段階における親の関与類型とその構造 (N=3849)

	関心薄	肯定的	否定的	複合型
所属率	.247	.429	.144	.180
学習援助	.192	.605	.188	.484
褒める	.213	.944	.096	.892
叱る	.345	.962	.532	.998
相談相手	.198	.752	.082	.562
学習促進	.275	.267	.693	.746
口出し	.142	.096	.849	.802
矛盾	.073	.038	.465	.388
考えのおしつけ	.055	.018	.555	.415

表4.2.5 高校段階における親の関与類型とその構造 (N=6297)

	関心薄	肯定的	否定的	複合型
所属率	.360	.348	.153	.139
学習援助	.095	.244	.067	.241
褒める	.119	.855	.065	.777
叱る	.230	.946	.400	.991
相談相手	.236	.709	.088	.570
学習促進	.140	.144	.609	.663
口出し	.131	.071	.827	.845
矛盾	.062	.026	.356	.243
考えのおしつけ	.072	.044	.629	.406

#### 4.3 学習時間に対する親のアプローチの影響

最後に、学習時間と親の関与の関連について学校段階ごとに検証した(表 4.3.1, 表 4.3.2, 表 4.3.3)。Model6, Model8, Model10 は、親のアプローチと学習時間との関連を、Model7, Model9, Model11 は両親学歴を統制しても親のアプローチが影響するのかを検証したものである。分析の結果、一番関与が少ない類型であるしつけ型、あるいは関心薄のアプローチと、否定的アプローチの間には学習時間に関して有意な差はなかった。言い換えれば、子どもの学習行動を促進させるために子どもに対して否定的アプローチをとっても、それは子どもに対する関与が少ない(または好意的に捉えて子どもの自主性に任せている)ことと変わら

ないのである。この結果はどの学校段階にも共通してみられることから、学校段階によって否定的アプローチと学習行動の関連が変化するとは言えない。

一方、どの学校段階においても、しつけ型・関心薄型と比べて肯定的アプローチと複合型アプローチは学習時間を長くする傾向にあるが、小学校段階では複合型アプローチのほうが、高校段階では肯定的アプローチのほうが、学習時間が長い傾向にある。これらの結果から、子どもに対する肯定的なアプローチは学習時間を長くすることは言うまでもないが、否定的な指標が必ずしも逆効果というわけではなく、むしろ学校段階が早いうちは肯定的アプローチと否定的アプローチを組み合わせたとような類型である複合型のアプローチをすることが子どもの学習行動をより促進することが明らかになった<sup>7)</sup>。つまり、否定的アプローチそのものは学習時間に対して影響を及ぼすとは言えないものの、小学校段階においては、複合型アプローチに示されるように否定的アプローチと肯定的アプローチが組み合わせることによって学習行動を促進するといえる。このことから、学習時間に対する否定的アプローチの影響は同時に行う関与の在り方によって異なると言えよう。

また、各学校段階において、両親学歴を統制しても親の関与類型の影響はほとんど変わらない。学習時間における階層差は存在するものの、子どもに対する親のアプローチは子どもの学習習慣を形成するうえで重要な役割を果たすことが示された。

表4.3.1 小学校段階における親の関与と学習時間に関する順序ロジット

	Model6			Model7		
	B	S.E.	EXP(B)	B	S.E.	EXP(B)
切片1	-1.113 **	0.061	0.329	-1.184 **	0.062	0.306
切片2	0.194 *	0.099	1.214	0.084 *	0.101	1.088
切片3	2.553 **	0.156	12.840	2.421 **	0.158	11.261
大卒以上 (ref.非大卒)				0.271 **	0.040	1.311
親のアプローチ (ref.しつけ型)						
肯定的	0.313 **	0.056	1.367	0.280 **	0.057	1.323
否定的	0.102	0.091	1.107	0.083	0.089	1.086
複合型	0.501 **	0.094	1.651	0.477 **	0.095	1.611
G2		981.708			1596.254	
自由度		982			2001	

N=3468 \*\*p<0.01 \*p<0.05



表4.3.2 中学校段階における親の関与と学習時間に関する順序ロジット

	Model8			Model9		
	B	S.E.	EXP(B)	B	S.E.	EXP(B)
切片1	-0.981 **	0.047	0.375	-1.083 **	0.048	0.339
切片2	0.243 **	0.067	1.275	0.064	0.069	1.066
切片3	1.869 **	0.097	6.479	1.635 **	0.100	5.130
大卒以上 (ref.非大卒)				0.253 **	0.031	1.287
親のアプローチ (ref.関心薄)						
肯定的	0.178 **	0.044	1.195	0.168 **	0.044	1.183
否定的	0.081	0.063	1.084	0.071	0.063	1.074
複合型	0.176 **	0.055	1.192	0.144 **	0.055	1.155
G2		1228.571			2129.797	
自由度		982			2001	

N=3849 \*\*p<0.01

表4.3.3 高校段階における親の関与と学習時間に関する順序ロジット

	Model10			Model11		
	B	S.E.	EXP(B)	B	S.E.	EXP(B)
切片1	-1.086 **	0.033	0.338	-1.183 **	0.035	0.307
切片2	0.059 *	0.041	1.061	-0.125 **	0.045	0.883
切片3	1.264 **	0.055	3.540	1.013 **	0.060	2.755
大卒以上 (ref.非大卒)				0.196 *	0.021	1.217
親のアプローチ (ref.関心薄)						
肯定的	0.255 **	0.031	1.290	0.240 **	0.031	1.272
否定的	0.046	0.038	1.047	0.036	0.038	1.036
複合型	0.174 **	0.040	1.190	0.143 **	0.040	1.154
G2		1241.607			2196.336	
自由度		982			2001	

N=6297 \*\*p<0.01 \*p<0.05

## 5. まとめと今後の課題

本稿の目的は、親の子どもに対する肯定的アプローチや否定的アプローチといった関与の仕方が子どもの学習行動に与える影響を検討することであった。分析の結果、学校段階によって親が関与の仕方を変えるだけでなく、同じ肯定的アプローチや否定的アプローチでも、それが意味するものは学校段階によって異なることが明らかになった。また、親の関心が薄い類型（しつけ型・関心薄）に比べ、肯定的アプローチや複合型アプローチを行うことで、子どもの学習行動が促進される一方で、否定的アプローチを行っても子どもの学習行動が促進されないことが明らかになった。同時に、小学校段階ではしつけ型と比べて複合型アプローチが学習時間にもっとも強い影響を及ぼしているのに対し、中学校段階および高校段階では肯定的アプローチが学習時間にもっとも強い影響を及ぼしているといったように、学校段階によってその関連に違いがみられた。複合型アプローチは肯定的アプローチと否

定的アプローチを組み合わせたような類型であることから、否定的なアプローチによる子どもの学習行動への影響は、学校段階が早い子どもに対して、肯定的なアプローチと組み合わせた場合にのみ見られることが明らかになった。

以上の分析結果をもとに、親のアプローチと学習習慣の関連について考察する。まず重要なのは、子どもの学習習慣を形成するうえで肯定的なアプローチが大きな役割を果たすことだ。親が子どもにあまり関わらない場合と比べ肯定的アプローチを行う場合には、どの学校段階にも共通して子どもの学習時間が長くなっていた。子どもの学習を促進させるためには、子どもに対して、時には褒めてやり、時には叱り、時には相談相手になるといったように、可能な限り子どもを支援する立場で接することが重要である。

また、小学校段階において肯定的アプローチと否定的アプローチを組み合わせたしつけ型アプローチが、学習行動に対して最も影響が強いことも非常に興味深い。これは肯定的態度と指導者の態度の両面が子どもの学習行動に影響を及ぼしているという先行研究(三隅・阿久根 1971)と一致する知見である。本稿の分析により、それが小学校段階特有の効果であることが明らかになった。小学校段階から学習習慣を形成させるには、学習を援助したり褒めたりするだけでなく、時には子どもに厳しく接することが必要であるが、学校段階が上がると、厳しく接することは効果的とは言えなくなるようだ。

同時に、学校段階によって、とられやすい親の関与の仕方が異なることも明らかになった。小学校段階では肯定的に接していても学校段階が上がるにつれて、次第に関与しなくなっていく、または否定的に接するようになる親もいるようだ。このことを厳密に分析するにはパネルデータを用いた分析が必要だが、親が子どもに対する関与の仕方を意図的に変化させることによって子どもの学習行動を促進することができるということかもしれない。そのような視点に立てば、子どもに対する肯定的アプローチはどの学校段階でも学習行動を促進し、特に小学校段階では複合型アプローチが学習行動を促進することは、子どもの発達段階に応じて関わり方を柔軟に変化させることが学習習慣の形成において効果的であることを示唆するものと言えよう。

最後に今後の課題を3点挙げる。1つは、より多くの統制変数を考慮したうえで親のアプローチの関連を示すことである。本稿では、データの制約上、両親学歴を統制するにとどまっている。これ以外にも、例えば子どもの性別やきょうだい数によっても親の関与の仕方が変化する可能性が考えられる。2つ目は、親の接触頻度を考慮することである。分析で示した潜在クラスモデルの構造は、親の関与の仕方を示したものであり、それをどの程度子どもに行っているかまでは考慮されていない。もしかすると、夫婦共稼ぎなどによって子どもとの接触頻度が少ない場合とそうでない場合とでは、親のアプローチと学習行動の関連が異なるかもしれない。3点目は、親の関与と学習時間の関連における逆の因果の影響を考慮することができなかった点である。例えば、親が否定的なアプローチをするから勉強しないのか、それとも勉強しないから親が否定的になるのかまでは明らかにできていない。課題が多

く残ってしまったが、基礎分析だけでは明らかにできない親の関与と学習習慣の関連の複雑さを明らかにできた点において十分意義があったと言えよう。

#### [注]

- 1) LEM の操作方法については Vermunt (1997b) や都村・岩井・保田・宍戸 (2008) を参考にした。また、潜在クラスモデルの詳細については、Vermunt (1997a), 三輪 (2009), 藤原・伊藤・谷岡 (2012) などを参照していただきたい。
- 2) また、親の関与という潜在変数の中で肯定的や否定的などの類型を仮定する他に、肯定的アプローチと否定的アプローチの 2 つの潜在変数を仮定しそれぞれ所属/非所属の 2 カテゴリーを仮定したほうがモデルのあてはまりが良い可能性が考えられる。このため、Model5 では潜在変数を 2 つ、潜在クラスをそれぞれ 2 クラスずつと仮定したモデルの検証を行った (表 4.1.1)。その結果、BIC の値は Model3 よりも高い値を示した。以上のことから、Model3 を採用して分析を進めていくことにした。
- 3) 肯定的な指標として解釈されるはずの「叱る」が否定的アプローチの中で高い応答確率を示している。第 2 回子ども生活実態基本調査は各学校段階に通う子どもに対して行った調査である。このため、叱られることが必ずしも肯定的に捉えられているのではなく子どもによっては否定的に解釈される可能性があると考えられる。また、質問項目をみると肯定的な指標として扱われている質問項目の語尾は「～してくれる」という言葉になっているが、これが何らかのバイアスをかけている可能性もある。つまり子どもにとって「叱ってくれる」は肯定的に解釈できるが、叱られることそのものは否定的に解釈されるのかもしれない。
- 4) LEM で出力される条件付き応答確率は、各変数の列パーセントを表示している。本来は表 4.2.2 における学校段階の条件付き応答確率も列パーセントで表示されるが、学校段階における周辺度数の影響を考慮して、学校段階のみ行パーセントを記載している。よって各値は「ある学校段階の中で、その潜在クラスに分類される者の割合」を示していることになる。親の関与指標については出力されたものをそのまま記載している。
- 5) 実際に交互作用項をとって学習時間との関連を調べたが、交互作用項のパラメータが正しく推定されなかった。また、LEM では変数間の関連に様々な制約を課すことができる。潜在変数の構造が学校段階によって異なるような制約や顕在変数間の相関なども仮定したが、BIC の値に大きな変化はなかった。
- 6) それぞれの学校段階において、モデルの適合度を参照し、潜在変数 1 つおよび潜在クラス 4 つのモデルが一番あてはまりが良いことを確認している。
- 7) 試みに、「肯定的」を参照カテゴリにして検証しても同様の結果が得られた。

#### [謝辞]

二次分析にあたり、ベネッセ教育総合研究所から「第 2 回子ども生活実態基本調査, 2009」の個票データの提供を受けました。この場を借りて厚くお礼申し上げます。

また、木村治生先生や香川めい先生をはじめとする二次分析研究会の方々、コメンテーターの藤原翔先生から、研究内容や分析における貴重なご意見を数多くいただきました。記して感謝申し上げます。

#### [参考文献]

Vermunt, Jeroen K, 1997a “Log-Linear Models for Event Histories”, pp. 46-70, Tilburg University Press.

Vermunt, Jeroen K, 1997b, “Lem: A general Program for the Analysis of Categorical Data”, *Department of Methodology and Statics*, Tilburg University.

- 秋田喜代美・村瀬公胤, 2003, 「中学校入学後の学習習慣の形成過程—基礎学力を支援する学校・家庭環境の検討—」『東京大学大学院教育学研究科紀要』 43:205-232.
- 藤原翔・伊藤理史・谷岡謙, 2012, 「潜在クラス分析を用いた計量社会学的アプローチ：地位の非一貫性、格差意識、権威主義的伝統主義を例に」『年報人間科学』 33:43-68.
- 広田照幸, 1999, 『日本人のしつけは衰退したか—「教育する家族」のゆくえ—』講談社現代新書.
- 今林俊一, 1988, 「児童の学習意欲に関する研究(1)-児童の学習意欲に及ぼす母親の養育態度の評価の効果」『鹿児島大学教育学部研究紀要 教育科学編』 39:299-317.
- 金子勲栄・新瀬和夫, 2002, 「小学生の向社会性と親の養育態度」『金沢大学教育学部紀要 教育科学編』 51:145-158.
- 荻谷剛彦, 2000, 「学習時間の研究—努力の不平等とメリトクラシー—」『教育社会学研究』 66 : 213-230.
- 木村治生, 2009, 「何が『家庭での学習』を促すのか—親子関係を中心に考える—」 Benesse 教育研究開発センター編, 2009, 『第2回子ども生活実態基本調査報告書』 28-32.
- 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.
- 倉持清美・田村毅・久保恭子・及川裕子, 2007, 「子供の発達的变化に伴う夫婦の意識の変容」『日本家政学会誌』 58(7):389-396.
- 三木かおり・山内弘継, 2000, 「教師と親の態度が知覚された生徒の信念・学習方略に及ぼす影響」『日本教育心理学会総会発表論文集』 42:139
- 三隅二不二・阿久根求, 1971, 「両親の指導性が児童の学業成績, テスト不安と適応性に及ぼす効果」『教育・社会心理学研究』 10(2):157-168.
- 三輪哲, 2009, 「潜在クラスモデル入門」『理論と方法』 24(2):345-356.
- 中澤渉, 2013, 「通塾が進路選択に及ぼす因果効果の異質性—傾向スコア・マッチングの応用—」『教育社会学研究』 92:151-174.
- 盛山和夫・野口裕二, 1984, 「高校進学における学校外教育投資の効果」『教育社会学研究』 39 : 113-126.
- 竹村明子・小林稔, 2008, 「小学生における親子関係と学習への動機づけの相関分析」『琉球大学教育学部紀要』 73 : 215-224.
- 都村聞人, 2008, 「家計の学校外教育費に影響を及ぼす要因の変化—SSM-1985・SSM-2005 データによる分析—」『2005年SSM調査シリーズ6 階層社会の中の教育現象』 109-126.
- 都村聞人・岩井紀子・保田時男・宍戸邦章, 2008, 「JGSS-2005 を用いた通信機器利用の潜在クラスモデル—統計分析セミナーにおける適用例—」大阪商業大学比較地域研究所・東京大学社会科学研究所編『日本版 General Social Surveys 研究論文集【7】: JGSS で見た日本人の意識と行動』大阪商業大学比較地域研究所, 233-249.



# 体験活動の教育的効果

## —第2回子ども生活実態基本調査の二次分析—

佐藤 智子  
(東京大学)

現在、子どもの能力の育成・向上に対する体験活動の効果に大きな期待が寄せられている。本稿では、家庭環境による影響なども視野にいれ、「新しい能力」として理解されるような汎用的な能力（コンピテンシー）の育成に対して、体験活動が効果を持つのかどうかを検討する。分析の結果、コンピテンシーの種類によって傾向の違いが見られたものの、体験活動は能力育成・向上に一定の効果を持つという結果が得られた。家庭要因の影響力の高さや、学業成績との強い相関関係も確認できたが、それらを統制した上でも、体験活動の効果が確かめられた。高次認知スキルと社会スキルの双方に対して、特に生活文化体験や社会体験の効果の高さが示されたと同時に、社会スキルの中でもストレスコントロールに対しては、自然体験が有効であることが示された。

### 1. 課題設定

大半の教育活動において目標とされているのは、学習者の能力の育成や向上である。そして、それは可能な限り効果的で効率的に行われることが期待される。

昨今、この育成すべき「能力」について、新たな定義が与えられるようになってきている。例えば、OECDのDeSeCoプロジェクトが定義する「キー・コンピテンシー」(Rychen and Salganik eds. 2003)をはじめ、21世紀における新しい能力観が世界各国で示されている。日本においても、「生きる力」(文部科学省)、「社会人基礎力」(経済産業省)、「人間力」(内閣府)など、現代の複雑で厳しい社会にあっても豊かに生きていくために必要だと思われる汎用的な能力を定義している。これらの能力に共通するのは、単に特定の知識や技能を習得することに留まらず、その知識や技能を学ぶ過程で求められる意識や態度、また習得した知識や技能を社会的な文脈に応じていかに活用するのかといった点も含めて、総合的に定義されている点である。

このような能力の育成を目指す際に、1つのキーワードとなるのが「体験」である。1996年の中央教育審議会「21世紀を展望した我が国の教育の有り方について」(第一次答申)の中では、「子供たちに[生きる力]をはぐくむためには、自然や社会の現実に触れる実際の体験が必要である」と述べられている。実際に、学校教育法の中では、体験活動の充実を学校に求めている。例えば、同法の小学校に関する規定の中に、「教育指導を行うに当たり、児童の体験的な学習活動、特にボランティア活動など社会奉仕体験活動、自然体験活動その他の体験活動の充実に努めるものとする」(第31条)とある。

体験活動の効果을支持する知見も多い。文部省(当時)の生涯学習審議会からは、1999年

に「生活体験・自然体験が日本の子どもの心をはぐくむ」という答申が出されており、その中で、生活体験や自然体験が豊富な子どもほど、道徳観や正義感が充実しているとの指摘がなされている。国立青少年教育振興機構（2010）『子どもの体験活動の実態に関する調査研究報告書』によれば、子どもの頃に「自然体験」や「地域活動」などの体験が多いほど、成人になってからの「自尊感情」「共生感」「意欲・関心」「規範意識」「人間関係能力」などが高い傾向にあるとされている。時・明石（2012）でも、集団宿泊による自然体験や生活体験によって、小学生の「心理的社会能力」「徳育的能力」「身体的能力」などを含む「生きる力」が向上したという調査結果が示されている。

以上のように、汎用的な能力の育成・向上に対する体験活動の効果には大きな期待が寄せられている。しかしながら、子どもの能力育成については、家庭環境の影響等を考慮に入れる必要もあるだろう。体験活動を多く行っている子どもは、そもそもとして文化的により豊かな家庭環境に育っている可能性も考えられるし、体験活動とは関係なく学力が高い傾向にある可能性も考えられる。そこで、家庭環境による影響なども視野にいれ、汎用的な能力の育成に対して、体験活動が本当に効果を持つのかどうかを検討する。

## 2. 概念の定義と類型

### 2.1 体験活動

中央教育審議会「次代を担う自立した青少年の育成に向けて」（答申）（2007）の中では、体験活動を、「体験を通じて何らかの学習が行われることを目的として、体験する者に対して意図的・計画的に提供される体験」と定義している。非常に多様な活動がこの「体験活動」に含まれるが、便宜的に3種類に分類されることがある。中央教育審議会「今後の青少年の体験活動の推進について」（答申）（2013）では、体験活動の内容に基づいて次のように分類している。第1に、放課後に行われる遊びやお手伝い、野遊び、スポーツ、部活動、地域や学校における年中行事などの「生活・文化体験活動」、第2に、登山やキャンプ等の野外活動を指す「自然体験活動」、そして第3に、ボランティア活動や職場体験、インターンシップなどの「社会体験活動」である。

玉井（2001）においては、「生活・自然・社会の各分野の体験学習がある」とした上で、それぞれについて次のような説明がなされている。「生活体験学習」は身近な生活能力全般、基本的な人間関係能力などの育成を目的とし、あらゆる主体的・創造的な能力の基礎となるものである。「自然体験学習」は、自然の中で子どもが「気づく」「発見する」などの観察・問題意識形成を重視し、総合的な生態系を捉えるということも目的の1つに位置づいている。「社会体験学習」は、個人の問題発見が中心となる自然体験等とは異なり、社会的目的に向かって社会性を獲得していくことが重要な目的である。社会体験は、社会奉仕体験と勤労体験とに大別される。

以上のように、本稿においても体験活動をより詳細に捉えるため、「生活文化体験」「自然

体験」「社会体験」の3類型を用いることとする。

## 2.2 コンピテンシー（汎用的な能力）

国立教育政策研究所教育課程研究センター（2013）の『教育課程の編成に関する基礎的研究報告書 5：社会の変化に対応する資質や能力を育成する教育課程編成の基本原則』（研究代表者：勝野頼彦）では、国内外で様々な定義されている汎用的な能力についての比較と整理を行い、新たな教育課程編成に向けて「21世紀型能力」を提案している。ここでは、世界各国の動向から見出される共通性の特徴について、次のような点が指摘されている。第1に、どの国も、目標とする能力を概ね3層に大別している。その3層とは、言語や数、情報を扱うための基礎的なリテラシー、思考力や学び方の学びを中心とする高次認知スキル、そして、社会や他者との関係やその中での自律に関わる社会スキルである。第2に、従来の学問領域や教科が直接現すのは基礎的なリテラシーに集中しており、認知スキルと社会スキルは教科を越えた汎用的な能力を規定するものである。第3に、全体のバランスとしては認知スキルと社会スキルに重点が置かれ、特に社会スキルは、社会の中で「生きる力」に直結するものとなっている。第4に、しかしながら社会スキルは社会・文化・歴史的背景の影響を大きく反映すると考えられ、国や機関によってそれを表す用語や内容が多様である。以上より、特に社会スキルについては、日本においても、単なる「輸入版」ではなく、日本の文脈に合った能力定義や教育目標を掲げる必要性が指摘されている。

日本国内の状況を見ると、例えば「人間力」（内閣府）では、能力を、知的能力的要素、社会・対人関係的要素、自己制御的要素に分けている。上記の3層に照らすならば、知的能力的要素には基礎的なリテラシーと高次認知スキルが含まれており、社会・対人関係的要素と自己制御的要素は社会スキルである。一方、「社会人基礎力」（経済産業省）では、その能力を「前に踏み出す力（アクション）」「考え抜く力（シンキング）」「チームで働く力（チームワーク）」の3つに分類している。それぞれの力は複数の下位能力によって構成される。「前に踏み出す力（アクション）」には、物事に進んで取り組む「主体性」、他人に働きかけ巻き込む力である「働きかけ力」、目的を設定し確実に行動する「実行力」が含まれる。「考え抜く力（シンキング）」には、現状を分析し目的や課題を明らかにする「課題発見力」、課題の解決に向けたプロセスを明らかにし準備する「計画力」、新しい価値を生み出す「創造力」がある。そして「チームで働く力（チームワーク）」は、自分の意見をわかりやすく伝える「発信力」、相手の意見を丁寧に聴く「傾聴力」、意見の違いや立場の違いを理解する「柔軟性」、自分と周囲との関係性を理解する「状況把握力」、社会のルールや人との約束を守る「規律性」、ストレスの発生源に対応する「ストレスコントロール力」で構成されている。「考え抜く力」は高次認知スキルを意味し、「前に踏み出す力」と「チームで働く力」は社会スキルに該当すると考えられる。

以上を踏まえ、本稿での分析では、新しい学力観に基づいた汎用的な能力として、主に、



高次認知スキルと社会スキルに注目する。分類の簡便さと分かりやすさを重視し、基本的には「社会人基礎力」（経済産業省）の3類型を援用することとしたい。

### 3. データと変数

今回の分析では、ベネッセ教育総合研究所（ベネッセ教育研究開発センター）が2009年に実施した「第2回子ども生活実態基本調査」のデータを用いる。この調査は、小学生・中学生・高校生の生活に関する実態や意識を把握するため、各学校を通じた自記式の質問紙を用いて実施されている。調査対象は小学校4年生から高校2年生であり、市区町村の人口密度及び人口規模を考慮した有意抽出法によってサンプルを抽出している。今回の第2回調査では、2004年に実施した第1回調査との経年変化を見るため、原則として同一校に調査を依頼している。第2回調査の対象者数（学校数）は、小学生が3,561名（18校）、中学生が3,917名（12校）、高校は6,319名（13校）、合計13,797名であった。

今回の分析では、各類型のコンピテンシーを従属変数として、独立変数としての体験活動の効果を分析する。その他、性別や地域、家庭環境による影響などを統制する。

コンピテンシーの変数としては、高次認知スキルである「シンキング」、社会スキルとして「アクション」と「チームワーク」を設定する。これらの変数としては、関連設問を利用した主成分分析により抽出された主成分の値を用いているが、「チームワーク」に関しては、当初の主成分分析で2つの主成分が抽出されたため、改めて「チームワーク」コンピテンシーの中の「ストレスコントロール」に関わる能力を個別の変数として設定した。よって、従属変数としては、「シンキング」「アクション」「チームワーク」「ストレスコントロール」の4つの変数を用い、其々に対して体験活動の効果を分析する。

体験活動に関する変数としては「自然体験」「生活文化体験」「社会体験」の3類型を用いる。これらの変数についても、関連項目から抽出した主成分を変数の数値として利用している。詳細な変数の内容については、表1、表2の通りである。

表1 コンピテンシーに関する変数

変数名	定義
シンキング	<p>以下の5つの設問に対する回答の第一主成分（固有値2.688、分散の53.757%）の得点である。[※成分行列の値]</p> <p>問11. 次のようなことが得意ですか、苦手ですか。（1. とても苦手, 2. やや苦手, 3. やや得意, 4. とても得意）</p> <p>① わからないことや知らないことを調べること [.694] ② 他の人が思いつかないアイデアを出すこと [.653]</p> <p>③ 論理的に（すじ道を立てて）ものを考えること [.764]</p> <p>④ 難しい問題をじっくり考えること [.784]</p> <p>⑤ 問題の解き方を何通りも考えること [.762]</p>

<p><b>アクション</b></p>	<p>以下の6つの設問に対する回答の第一主成分（固有値 2.319，分散の 38.648%）の得点である。[※成分行列の値]</p> <p>問 10. 勉強の取り組み方について、次のようなことがあてはまりますか。（1. ぜんぜんそうでない，2. あまりそうでない，3. まあそう，4. とてもそう）</p> <p>① 親に言われなくても自分から勉強する [.544]</p> <p>問 11. 次のようなことが得意ですか，苦手ですか。（1. とても苦手，2. やや苦手，3. やや得意，4. とても得意）</p> <p>② 自分で立てた勉強の計画を守ること [.609]</p> <p>③ リーダーとしてグループをまとめること [.581]</p> <p>問 18. あなた自身のことについて、次のようなことはあてはまりますか。（1. ぜんぜんそうでない，2. あまりそうでない，3. まあそう，4. とてもそう）</p> <p>④ 自分のことは、できるだけ自分でするようにしている [.646]</p> <p>⑤ やる気になれば、どんなことでもできる [.656]</p> <p>⑥ ねばり強く最後まで続けるほうだ [.683]</p>
<p><b>チームワーク</b></p>	<p>以下の4つの設問に対する回答の第一主成分（固有値 1.725，分散の 43.135%）の得点である。[※成分行列の値]</p> <p>問 11. 次のようなことが得意ですか，苦手ですか。（1. とても苦手，2. やや苦手，3. やや得意，4. とても得意）</p> <p>① 自分の考えを文章にまとめること [.781]</p> <p>② 自分の考えをみんなの前で発表すること [.784]</p> <p>問 15-2. 友達との関係について、次のようなことはどのくらいありますか。（1. ぜんぜんそうでない，2. あまりそうでない，3. まあそう，4. とてもそう）</p> <p>③ 違う意見をもった人とも仲よくできる [.529]</p> <p>問 18. あなた自身のことについて、次のようなことはあてはまりますか。（1. ぜんぜんそうでない，2. あまりそうでない，3. まあそう，4. とてもそう）</p> <p>④ きまりやルールをきちんと守るほうだ [.471]</p>
<p><b>ストレス コントロール</b></p>	<p>以下の3つの設問に対する回答の第一主成分（固有値 1.413，分散の 47.096%）の得点である。[※成分行列の値]</p> <p>問 18. あなた自身のことについて、次のようなことはあてはまりますか。（①：1. ぜんぜんそうでない，2. あまりそうでない，3. まあそう，4. とてもそう，②と③：1. とてもそう，2. まあそう，3. あまりそうでない，4. ぜんぜんそうでない）</p> <p>①いやなことがあっても、すぐに忘れる [.575]</p> <p>②カッとなりやすい [.804]</p> <p>③つまらないことですぐに落ち込む [.660]</p>

表 2 体験活動に関する変数

変数名	定義
自然体験	<p>以下の 3 つの設問に対する回答の第一主成分（固有値 1.623，分散の 54.096%）の得点である。[※成分行列の値]</p> <p>問 6-2. 小さいころから今までに次のような経験をしたことがどれくらいありますか。（1. ぜんぜんなかった，2. あまりなかった，3. ときどきあった，4. たくさんあった）</p> <p>① のこぎりを使って物を作ったこと [.668]</p> <p>② 海や山で遊んだこと [.778]</p> <p>③ 虫をつかまえて遊んだこと [.755]</p>
生活文化体験	<p>以下の 5 つの設問に対する回答の第一主成分（固有値 1.882，分散の 37.631%）の得点である。[※成分行列の値]</p> <p>問 6-2. 小さいころから今までに次のような経験をしたことがどれくらいありますか。（1. ぜんぜんなかった，2. あまりなかった，3. ときどきあった，4. たくさんあった）</p> <p>① 赤ちゃんをだっこしたこと [.615]</p> <p>② 果物の皮を包丁でむいたこと [.593]</p> <p>③ 友だちと本気でけんかしたこと [.564]</p> <p>④ 地域のお祭りやイベントに参加したこと [.662]</p> <p>⑤ かくれんぼやおにごっこをして遊んだこと [.629]</p>
社会体験	<p>以下の 2 つの設問に対する回答の第一主成分（固有値 1.135，分散の 56.758%）の得点である。[※成分行列の値]</p> <p>問 6-1. ふだん次のようなことをすることがどれくらいありますか。（1. ぜんぜんない，2. あまりない，3. ときどきある，4. たくさんある）</p> <p>① ボランティア活動をする [.753]</p> <p>問 6-2. 小さいころから今までに次のような経験をしたことがどれくらいありますか。（1. ぜんぜんなかった，2. あまりなかった，3. ときどきあった，4. たくさんあった）</p> <p>② 親が働いている姿を見たこと [.753]</p>

分析においては、デモグラフィック変数等を統制のために投入している。性別については女子のダミー変数、地域に関する変数としては「中都市」を参照カテゴリとした「大都市」と「郡部」のダミー変数である。

その他、家庭環境に関する変数として、母親の学歴と家庭の文化資本に関する変数を投入する。母親の学歴は、母親が大学もしくは短期大学を卒業している場合のダミー変数、家庭の文化資本は、幼い頃より親に本を読んでもらったり博物館等に連れて行ってもらったり

した経験についての変数となっている。

成績については、小学生については4教科（国語・数学・社会・理科）、中学生と高校生は5教科（国語・数学・社会・理科・英語）の成績に関する自己評価に基づいた変数となっている。また、高校生の学業成績は、進学校に通っている子どもほど、高校生全体の中では絶対的に学業達成度が高いのに比して相対的な自己評価が下がることが考えるため、高校生の分析にのみ学校ランク変数を投入している。

表3 その他の変数

女子	女子を1, 男子を0とするダミー変数である。
大都市／郡部	「中都市」を参照カテゴリとし、「大都市」、「郡部」それぞれに該当する場合に1, それ以外の場合に0とするダミー変数である。
母大学・短大卒	「家のことについて、次のようなことはあてはまりますか（問25-2）」という設問において、「お母さんは大学や短期大学を卒業している」を該当すると回答した場合に1, それ以外は0のダミー変数である。
家庭の文化資本	以下の2つの設問に対する回答の第一主成分（固有値1.455, 分散の72.747%）の得点である。[※成分行列の値] 問6-2. 小さいころから今までに次のような経験をしたことがどれくらいありますか。（1. ぜんぜんなかった, 2. あまりなかった, 3. ときどきあった, 4. たくさんあった） ① 親に本を読んでもらったこと [.853] ② 親に美術館や博物館に連れて行ってもらったこと [.853]
成績	小学生については4教科（国語, 算数, 理科, 社会）、中学生と高校生については5教科（国語, 数学, 理科, 社会, 英語）の成績についての自己評価の主成分分析（4教科：固有値2.743, 分散の68.583%, 5教科：固有値3.331, 分散の66.627%）による第一主成分の得点である。
進学校／中堅校	高校生のみの変数。「進路多様校」を参照カテゴリとして、「進学校」、「中堅校」それぞれに該当する場合に1, それ以外の場合に0とするダミー変数である。

以上の各変数の記述統計量は表4の通りである。小学生から高校生までの全体における記述統計量と、小学生・中学生・高校生の別での記述統計量を示している。

サンプルの男女比では男子のほうが若干多く、大都市・中都市・郡部は概ね同比となっている。小学生・中学生・高校生のサンプルを比較すると、高校生ほど母親の学歴が高い傾向がある。また、高校生の学校ランクを見ると、進学校とされる学校が約半数となっており、高校生のサンプルは小学生や中学生と比べて高学力の傾向にあると考えられる。

表 4 記述統計量

	最小値	最大値	平均値	標準偏差	小学校			中学校			高校		
					度数	平均値	標準偏差	度数	平均値	標準偏差	度数	平均値	標準偏差
自然体験	-2.59	1.58	0.00	1.00	3480	-0.10	1.06	3866	-0.07	1.02	6288	0.10	0.94
生活文化体験	-3.68	1.72	0.00	1.00	3474	-0.12	1.03	3867	0.05	1.02	6267	0.04	0.96
社会体験	-1.49	3.13	0.00	1.00	3499	0.11	1.06	3889	0.06	1.04	6289	-0.10	0.94
女子	0.00	1.00	0.48	0.50	3559	0.49	0.50	3908	0.49	0.50	6311	0.48	0.50
大都市ダミー	0.00	1.00	0.35	0.48	3561	0.29	0.46	3917	0.37	0.48	6319	0.36	0.48
郡部ダミー	0.00	1.00	0.34	0.47	3561	0.30	0.46	3917	0.28	0.45	6319	0.39	0.49
家庭の文化資本	-1.76	1.57	0.00	1.00	3520	0.04	1.00	3884	-0.08	1.02	6295	0.03	0.98
母大学・短大卒	0.00	1.00	0.36	0.48	3561	0.27	0.44	3917	0.32	0.47	6319	0.42	0.49
成績（4教科）	-1.91	2.14	0.00	1.00	3338	0.17	0.93	3786	0.05	1.09	6204	-0.12	0.96
成績（5教科）								3783	0.12	1.08	6201	-0.07	0.94
進学校											6319	0.47	0.50
中堅校											6319	0.34	0.47
シンキング	-2.01	2.66	0.00	1.00	3391	0.20	1.09	3835	-0.09	1.01	6255	-0.05	0.93
アクション	-3.06	2.71	0.00	1.00	3381	0.23	1.08	3745	-0.07	0.99	6192	-0.08	0.94
チームワーク	-2.61	2.65	0.00	1.00	3382	0.09	1.07	3790	-0.10	0.99	6194	0.02	0.96
ストレスコントロール	-2.29	2.22	0.00	1.00	3433	0.18	1.01	3821	0.02	1.02	6227	-0.11	0.97

#### 4. 分析結果

##### 4.1 変数間の相関関係

小学生・中学生・高校生を含めた全サンプルを用いて各体験活動とコンピテンシーにおける2変数間の相関を見たものが表5である。ここでは、各体験活動の間の相関や、体験活動とコンピテンシーの間の相関の高さが確認できる。

表 5 変数間の相関

		生活文化体験	社会体験	アクション	シンキング	チームワーク	ストレスコントロール	成績(4教科)
自然体験	相関係数	.543**	.265**	.201**	.217**	.201**	.025**	.037**
	p	.000	.000	.000	.000	.000	.006	.000
生活文化体験	相関係数	1	.345**	.247**	.161**	.245**	-.066**	.027**
	p		.000	.000	.000	.000	.000	.003
社会体験	相関係数		1	.224**	.204**	.226**	-.005	.043**
	p			.000	.000	.000	.547	.000
アクション	相関係数			1	.534**	.580**	.098**	.313**
	p				.000	.000	.000	.000
シンキング	相関係数				1	.530**	.095**	.386**
	p					.000	.000	0.000
チームワーク	相関係数					1	.110**	.269**
	p						.000	.000
ストレスコントロール	相関係数						1	.041**
	p							.000

\*\* .p<.01

(n=12217)

何らかの体験活動に多く参加した経験を持つ子どもは、他の種類の体験活動にも多く参加しており、さらに体験活動は、「ストレスコントロール」を除く各コンピテンシーの変数とも相関が高い。一方で、体験活動と成績との間には、統計的な有意性は確認できるものの、その相関係数は高くなく、顕著な相関があるとは言えない。以上より、体験活動は直接的にコンピテンシーを高めるが、学業成績に対する直接効果は大きくないことが考えられる。体験活動が学業成績に一定の影響を及ぼすとしても、それは間接的なものである可能性が高いと言える。

#### 4.2 学業成績に対する体験活動の効果

次に、基礎的なリテラシーを示す「成績」を従属変数、「体験活動」等を独立変数とする重回帰分析を行う。結果は表6の通りであり、体験活動はほとんど成績に影響を与えていないことが示された。一方で成績に直接的な影響を与えているのは、主に家庭要因（家庭の文化資本や親の学歴の高さ）である。

表6 子どもの成績に対する体験活動の効果（重回帰分析）

	小学生				中学生				高校生			
	推定値	標準誤差	標準化係数	p	推定値	標準誤差	標準化係数	p	推定値	標準誤差	標準化係数	p
(定数)	.131	.032		***	.073	.037			-.007	.037		
自然体験	.018	.019	.021		-.031	.021	-.029		-.013	.017	-.013	
生活文化体験	.024	.020	.026		.003	.023	.003		-.030	.017	-.030	
社会体験	.034	.016	.039	*	-.006	.018	-.005		-.009	.014	-.009	
女子	-.112	.034	-.060	**	-.103	.038	-.048	**	-.021	.026	-.011	
大都市ダミー	.071	.040	.034		-.071	.041	-.032		-.043	.032	-.022	
郡部ダミー	.038	.039	.019		.000	.044	.000		.031	.031	.016	
家庭の文化資本	.166	.018	.178	***	.188	.020	.177	***	.065	.014	.068	***
母大学・短大卒	.259	.037	.123	***	.437	.038	.190	***	.050	.026	.026	
進学校									-.073	.035	-.039	*
中堅校									-.106	.035	-.053	**
標本数	3154				3667				6110			
R2乗	0.0746				0.0743				0.0060			
調整済みR2乗	0.0722				0.0723				0.0043			
推定値の標準誤差	0.9031				1.0397				0.9383			

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

#### 4.3 コンピテンシーに対する体験活動の効果

続いて、各コンピテンシーに対する体験活動の効果を確認していく。

はじめに、高次認知スキルとしての「シンキング」に対する体験活動の効果についてである。分析の結果は、表7の通りである。

「シンキング」のコンピテンシーに対して、成績を統制した上でもなお、体験活動の効果を確認できた。特に社会体験の効果が相対的に高いという結果となった。一方、成績と同様

に高次認知スキルに対しても、家庭の文化資本の影響の高さが明らかとなった。

表7 「シンキング」に対する体験活動の効果（重回帰分析）

	小学生				中学生				高校生			
	推定値	標準誤差	標準化係数	p	推定値	標準誤差	標準化係数	p	推定値	標準誤差	標準化係数	p
(定数)	.172	.032		***	.009	.031			-.116	.032		***
自然体験	.052	.019	.051	**	.098	.018	.099	***	.090	.015	.091	***
生活文化体験	.084	.020	.079	***	.038	.019	.038	*	.096	.015	.100	***
社会体験	.161	.016	.157	***	.163	.015	.166	***	.145	.012	.146	***
女子	-.154	.034	-.071	***	-.323	.032	-.160	***	-.434	.023	-.234	***
大都市	-.053	.040	-.022		-.066	.034	-.032		.126	.028	.065	***
郡部	-.061	.039	-.026		.006	.037	.003		-.092	.027	-.049	**
家庭の文化資本	.109	.019	.101	***	.042	.017	.042	*	.066	.013	.071	***
母大学・短大卒	.127	.038	.052	**	.113	.032	.052	***	-.004	.023	-.002	
成績	.506	.018	.439	***	.377	.014	.403	***	.252	.011	.256	***
進学校									.467	.031	.252	***
中堅校									.196	.031	.100	***
標本数	3028				3625				6068			
R2乗	0.3343				0.2797				0.2350			
調整済みR2乗	0.3324				0.2779				0.2336			
推定値の標準誤差	0.8837				0.8584				0.8111			

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

その他、結果から分かることとして、高校生では「シンキング」コンピテンシーに対する地域の影響が現れている。一方、性別による違いとしては、男子は女子と比べてコンピテンシーが上がりやすい傾向にある。男女の間の能力差については別途丁寧に議論する必要があるが、仮に、生来的には男女間での能力差はないと考えるのであれば、教育のプロセスに埋め込まれた社会的な要因によって、女子のコンピテンシーやそれに関わる自己効力感が上がりにくくなっている可能性が考えられる。

第2に、社会スキルの1つとしての「アクション」に対する体験活動の効果である。分析の結果は表8の通りである。

「アクション」に対しても、成績を統制した上で体験活動の効果が確認できる。特に生活文化体験や社会体験の効果が大きいという結果となっている。家庭の文化資本の影響は「シンキング」の場合ほど大きくなく、高校生については、成績や学校ランクを統制すると、親学歴の直接的な影響はネガティブなものとなっている。

第3に、「チームワーク」についての分析結果が表9である。ここでも、特に生活文化体験や社会体験の効果の高さが示されている。「シンキング」の場合と同様に、高校生になると、地域による影響が生じていると確認できる。また、家庭の文化資本も大きく影響していることがわかった。

他に興味深いのは、性別の影響である。「シンキング」に対しては、どの学校段階におい

ても、女子のほうがコンピテンシーが上がりにくい傾向が見られたが、「アクション」と「チームワーク」においては、小学生の間はどちらも女子のほうが男子よりもコンピテンシーが高く、中学では性別による影響が見られなくなり、高校生になると男女間で逆転する。

表 8 「アクション」に対する体験活動の効果（重回帰分析）

	小学生				中学生				高校生			
	推定値	標準誤差	標準化係数	p	推定値	標準誤差	標準化係数	p	推定値	標準誤差	標準化係数	p
(定数)	.177	.034		***	-.080	.033		*	-.166	.034		***
自然体験	.042	.020	.042	*	.065	.019	.067	**	.061	.016	.061	***
生活文化体験	.161	.021	.152	***	.122	.020	.125	***	.182	.016	.186	***
社会体験	.106	.018	.104	***	.143	.016	.148	***	.139	.013	.139	***
女子	.096	.036	.045	**	-.041	.033	-.020		-.064	.024	-.034	**
大都市	-.096	.043	-.040	*	-.036	.036	-.017		.075	.029	.038	*
郡部	-.098	.042	-.042	*	.002	.039	.001		-.006	.028	-.003	
家庭の文化資本	.059	.020	.055	**	.048	.018	.049	*	.031	.013	.033	*
母大学・短大卒	.025	.040	.011		.021	.034	.010		-.088	.024	-.046	***
成績	.412	.019	.358	***	.266	.015	.289	***	.256	.012	.256	***
進学校									.224	.033	.119	***
中堅校									.107	.033	.054	**
標本数	3009				3549				6007			
R2乗	0.2326				0.1811				0.1691			
調整済みR2乗	0.2303				0.1790				0.1676			
推定値の標準誤差	0.9421				0.8969				0.8561			

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

表 9 「チームワーク」に対する体験活動の効果（重回帰分析）

	小学生				中学生				高校生			
	推定値	標準誤差	標準化係数	p	推定値	標準誤差	標準化係数	p	推定値	標準誤差	標準化係数	p
(定数)	-.026	.034			-.192	.032		***	-.114	.035		**
自然体験	.035	.020	.034		.040	.019	.042	*	.036	.016	.036	*
生活文化体験	.108	.021	.103	***	.095	.020	.098	***	.165	.016	.165	***
社会体験	.127	.017	.126	***	.161	.016	.168	***	.152	.013	.148	***
女子	.129	.036	.060	***	.022	.033	.011		-.063	.025	-.033	*
大都市	-.158	.042	-.066	***	-.041	.035	-.020		.126	.030	.063	***
郡部	-.040	.041	-.017		.072	.038	.033		-.006	.029	-.003	
家庭の文化資本	.101	.020	.094	***	.078	.017	.080	***	.112	.014	.115	***
母大学・短大卒	.079	.039	.033	*	.096	.033	.046	**	-.014	.025	-.007	
成績	.433	.019	.378	***	.256	.014	.280	***	.172	.012	.169	***
進学校									.245	.034	.128	***
中堅校									.066	.033	.033	*
標本数	3034				3588				6009			
R2乗	0.2575				0.1876				0.1558			
調整済みR2乗	0.2553				0.1855				0.1542			
推定値の標準誤差	0.9251				0.8909				0.8805			

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



最後に「ストレスコントロール」に対する体験活動の効果については、表10の通りである。この「ストレスコントロール」に関する分析では、他のコンピテンシーとは異なる傾向が現れている。体験活動の効果については、自然体験のみ正の効果を確認できた。生活文化体験や社会体験については、効果がないか、もしくはストレスコントロールの能力に対してネガティブな影響を及ぼすという可能性が示された。ここでも男女に差異が見られたことその他、その他の変数については、特に中学生と高校生においては、成績や学校ランク、家庭の文化資本等についてもすべて、有意な効果は見いだせなかった。

表10 「ストレスコントロール」に対する体験活動の効果（重回帰分析）

	小学生				中学生				高校生			
	推定値	標準誤差	標準化係数	p	推定値	標準誤差	標準化係数	p	推定値	標準誤差	標準化係数	p
(定数)	.277	.036		***	.091	.036		*	.049	.038		
自然体験	.042	.021	.044	*	.058	.021	.059	**	.081	.017	.078	***
生活文化体験	-.048	.023	-.048	*	-.116	.022	-.116	***	-.060	.018	-.059	**
社会体験	.034	.019	.035		.008	.018	.008		-.031	.015	-.030	*
女子	-.153	.038	-.076	***	-.228	.037	-.112	***	-.196	.027	-.101	***
大都市	-.019	.045	-.008		.082	.040	.039	*	-.051	.033	-.025	
郡部	-.111	.044	-.051	*	.071	.043	.032		-.088	.032	-.044	**
家庭の文化資本	-.025	.021	-.024		.018	.020	.018		.002	.015	.002	
母大学・短大卒	.048	.042	.021		-.002	.037	-.001		.001	.027	.001	
成績	.055	.020	.051	**	.019	.016	.021		.011	.013	.010	
進学校									-.015	.037	-.008	
中堅校									-.059	.036	-.029	
標本数	3055				3596				6035			
R2乗	0.0158				0.0315				0.0220			
調整済みR2乗	0.0129				0.0291				0.0202			
推定値の標準誤差	1.0026				0.9986				0.9622			

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

以上の通り、コンピテンシーの種類によって多少の傾向の違いは見られたが、体験活動はコンピテンシーの育成・向上に一定の効果を持つという結果が得られた。コンピテンシーに対しては、家庭要因の影響の高さや、学業成績との強い相関関係も確認できたが、それらを統制した上でも、体験活動の効果が確かめられた。高次認知スキルと社会スキルの双方に対して、特に生活文化体験や社会体験の効果の高さが示されたと同時に、社会スキルの中でもストレスコントロールに対しては、自然体験が有効であるという結果が得られた。

## 5. 考察

分析結果より、体験活動は学業成績の向上に対しては直接的な効果を持たないと考えられる一方で、汎用的な能力としてのコンピテンシーの育成・向上には一定の効果があることが確認できた。

今回は学校段階別で分析を行ったが、体験活動の効果は、いずれの学校段階においても共通して確かめられた。一方で、子どものコンピテンシーの性別による違いには、一部、学校段階によって異なる状況が確認できた。「アクション」や「チームワーク」においては、小学校段階では女子が男子よりも能力評価が高い傾向にあるにもかかわらず、高校生になるとどの種類のコンピテンシーにおいても男子のほうが高くなることが確認できた。本稿はコンピテンシーについての男女間の差異を分析することを主目的としていないため、これ以上の踏み込んだ考察はできないが、性差が生じている理由については、より詳細に検討する必要がある。

今回の分析で用いた「学業成績」変数の示す能力が「基礎的なリテラシー」だとするならば、家庭環境（親学歴や文化資本）の影響は、この基礎的なリテラシーの育成と向上に直接的な影響を及ぼしている。家庭環境要因は、汎用的な能力としてのコンピテンシーに対して直接的な影響を及ぼしている同時に、基礎的なリテラシーを媒介した間接的な影響も及ぼしていると考えられる。

一方で、各種の体験活動については、基礎的なリテラシーの向上には直接効果を持たないものの、高次認知スキルと社会スキルの両方を含むコンピテンシーの向上に一定の効果を持つことが明らかとなった。コンピテンシーに対する体験活動の効果は、家庭環境要因の直接・間接的な効果とは独立して存在している。よって、多様な家庭環境に育つ子供たちのコンピテンシーの向上を図る方策として、学校教育や社会教育の中で積極的に子どもの体験活動を推進することは合理的だと言える。

ただし、高次認知スキルや社会スキルの向上にとっては、依然として基礎的なリテラシーの影響が大きい点も看過してはならない。体験活動を推進するのみでは子どもたちの基礎的なリテラシーの育成が十分に図れないとすれば、学校においては教育課程全体の中での調整とバランスの中で、社会においては他の学習プログラムや学習活動との効果的な組み合わせによって、体験活動の効果を最大化できるように工夫をしながら実施していくことが期待される。

最後に、体験活動のすべてがコンピテンシーの向上に本当に効果的なのか否かについて若干の考察を加えておきたい。例えば、ストレスコントロールに対して、なぜ生活文化体験がネガティブな影響を及ぼすのかについては、その真偽も含めて、より具体的な分析と考察が必要である。玉井（2001）が言及するように、生活文化体験を通じた学習が、あらゆる主体的・創造的な能力の「基礎」を形成するものだとするならば、そのような体験を通じた基礎的な学習が、自律性や協調性などの基本的な社会スキルを育むと同時に、子どもの感受性を高めることによってストレスを受けやすくさせる、という解釈もできるだろう。もし仮にそうだとすれば、感受性が高まること自体が問題なのではなく、他の能力要素とのバランスが問題となる。これは1つの解釈に過ぎないが、重要なことは、同じような体験をただ単純に繰り返すだけでは汎用的な能力形成に有効ではない、ということではないだろうか。類型とし

での体験活動には多様な活動が含まれる一方で、今回の分析結果は、体験活動がより効果的なものとなるためには、その体験すべき活動が多様であるべきだと示唆しているとも考えられる。

今後の課題としては、このような体験活動の多様性に着目し、その組み合わせの効果などについても詳細に分析することが望まれる。

#### [謝辞]

今回の二次分析に当たり、ベネッセ教育総合研究所から「第2回子ども生活実態基本調査, 2009」の個票データの提供を受けました。

この研究報告に際し、木村治生先生（ベネッセ教育総合研究所／東京大学社会科学研究所）、仁平典宏先生（東京大学大学院教育学研究科）をはじめ、多様な視点からご指導・ご助言を頂いた当研究会のすべての皆様に、心より感謝を申し上げます。

#### [参考文献]

- ベネッセ教育総合研究所, 2009, 『第2回子ども生活実態基本調査報告書』
- 国立青少年教育振興機構, 2010, 『子どもの体験活動の実態に関する調査研究報告書』
- 国立教育政策研究所教育課程研究センター, 2013, 『教育課程の編成に関する基礎的研究報告書 5: 社会の変化に対応する資質や能力を育成する教育課程編成の基本原則』(研究代表者: 勝野頼彦)
- Rychen, D. S. and Salganik, L. H. eds., 2003, Key Competencies for a Successful Life and a Well-Functioning Society, OECD.
- 時代・明石要一, 2012, 「体験活動が子どもに与える影響: 2年間の体験活動事例を通して」『千葉大学教育学部研究紀要』第60巻, 121-132.
- 玉井康之, 2001, 「生活体験学習の基本類型と教育効果」『日本生活体験学習学会誌』創刊号, 9-17.

# 子どもの学校外教育活動における母親の影響

谷口 沙恵

(東京大学)

子どもの学校外教育活動の選択には母親の習い事経験が影響していることが先行研究にて指摘されているが、本稿ではそれに加え母親の教育意識が子どもの活動に与える影響も併せて検証を行った。また子どもの学校段階別に分析することで学齢により母親の影響の違いをより詳細に検討した。

分析の結果、学校外教育活動において活動率を高める主な要因は、家庭が高所得層であること、母親の教育意識が高いこと、母親に類似の活動経験があることの3要因が確認され、これらは子どもの学校段階に関わらず関連が示された。利用する活動の運営主体についても母子で同様の傾向が見受けられた。子どもが自分の意志で活動を選択する中学生、高校生でも同様である背景としては、幼少時から活動を継続していることからの経路依存、または母親の文化的素養が子どもに既に内面化されていることが考えられる。

## 1. 問題の背景と本稿の目的

子どもたちが学習塾やスポーツ系・芸術系を含めた学校外教育活動（いわゆる習い事）を行うことは、現在の日本では広く一般に浸透している。近年では早期教育の流行や教育格差などの不安もあってか習い事の低年齢化が進んでいる。

子どもの習い事の選択には、保護者、特に母親の意思が反映される。その傾向は、子どもが低年齢であるほど顕著であると考えられる。

スポーツ活動や芸術活動についての親から子への世代間伝承については、既に学校外教育活動 2009 データを用いた先行研究がいくつか出ている。西島他 (2013) は子どもの芸術・スポーツ活動について、芸術とスポーツには活動率の差があること、活動率の男女差があること、活動率には父母の学歴の違いによる差があること、活動の担い手には活動内容と学校段階の違いによる偏りがあることを指摘した。また木村 (2013) は子どもの学校外教育活動について、家庭の経済的要因や現在の母親の嗜好ほどは影響が強くないものの、母親自身の過去の体験と類似の経験を子どもにも経験させる傾向が見られることを指摘した。

本稿ではこの二つの先行研究からの知見を踏まえ、とりわけ木村 (2013) が指摘した母親が体験した活動を子どもにも継承させる傾向について参考としながら、子どもの学校外教育活動に与える母親の影響について検証することを目的とする。方法としては、二項ロジスティック回帰分析を用い、従属変数に子どもの学校外教育活動（スポーツ、音楽・芸術、学習）経験を、独立変数に子どもと母親の属性変数（性別、学齢、学歴、職業）、家庭環境変数（子ども全員の数、父親学歴、世帯年収）、母親の学校外教育活動経験変数、母親の活動に対する教育意識変数（因子分析により抽出された因子得点を使用）を使用する。第一に、各学校外教育活動と独立変数との分析を行い、続いて、子どもの学校段階による母親から受

ける影響の違いを検討するため、学校段階別での分析を行う。ここでは特に子どもが中学生、高校生の学校段階における関係性に注目したい。思春期にあたるこの時期の子どもは、親とは異なる考え方を嗜好する反抗期でもあり、親との関係よりも友人との関係に重きを置く。そのため母親からの影響と離れた自発的な活動を嗜好すると想定できる。すなわち、小学生以下と比べて中学生以上では、母親の過去の活動体験や教育意識とは異なる活動を選択する傾向が強まるのではないだろうかと予測する。本稿では特にこの点を重視しながら、子どもの学校外活動に母親が与える影響について考察する。

## 2. 使用するデータと変数について

### 2.1 使用するデータの説明

今回使用するデータはベネッセ教育総合研究所が実施した「第2回学校外教育活動に関する調査、2013」である。調査の概要については、調査報告書より以下の通り抜粋して記載する。

<調査対象>

3歳～18歳の第1子を持つ母親、16,480名

16,480名の内訳は、男子・女子それぞれ各515名×16学年

<調査方法>

インターネット調査。約113万人のモニター母集団のうち、既婚者(20～59歳)かつ1994年度～2009年度生まれの子どもを持つ母親にアンケート協力を依頼し、各学年男女それぞれ515名のサンプルが揃った時点で調査を終了した。

また、本稿で使用した変数についての説明は、以下の通りである。

<属性>

子どもの学齢(調査年の4月時点での年齢で回答):2歳～17歳(高校3年生)、

性別ダミー:男子=1,子どもの数(実数)、

母親の職業ダミー:基準を専業主婦として、公務員・会社員・会社役員、パート・アルバイト、自営・自由業・学生・その他 の計3変数

父母学歴ダミー:基準を高卒以下として、専門・短大卒、大卒以上の2変数、

世帯年収ダミー:基準を400万未満として、400万～800万、800万以上の2変数

<母親の教育意識>

スポーツ活動、音楽・芸術活動、学習活動に対する母親の教育意識を尋ねたQ10、Q18、Q38(S6,7を除く)について、それぞれの問いごとに因子分析を行い、抽出された因子のうち各活動に対して積極的意識である因子得点を変数として分析に用いた。

Q10 スポーツ教育重視意識、Q18 音楽・芸術教育重視意識、Q38 学習重視意識

<母親の習い事経験>

子どもの頃に下記いずれかの活動経験がある母親を「1」としてダミー変数を作成した。

Q42S1 スポーツ系習い事経験, Q42S2 スポーツ系部活動

Q42S3 文化系習い事経験, Q42S4 文化系部活動経験

Q42S5 補習塾通室経験, Q42S6 進学塾通室経験, Q42S7 プリント教材教室通室経験

<子どもの学校外活動経験>

それぞれ該当する活動を1年間のうち定期的に行った子どもを1とするダミーを作成した。

Q8 スポーツ活動経験, Q14 音楽・芸術活動経験, Q23-2~11 学習教室通室(2~11の項目いずれかを選んだ人=1, ただし, 3,4の選択肢については幼児対象の教室という限定があるが, 実際は幼児以外でこの選択肢を選んだ人がいた。そこでこの選択肢を選んだ幼児のみを抽出して記録した変数を利用している)

<運営主体>

学校外活動の運営主体については, スポーツ活動と音楽・芸術活動については運営主体を尋ねた項目があるため, 各活動を運営主体で分けた分析を行っている。ただし学習活動については設問がないため運営主体別の分析では扱っていない。

運営主体のうち, 民間企業経営または個人経営の団体・教室を「民営」, 学校の部活動や放課後活動を「部活動」, 地域や保護者ボランティアが行うもの, 公益法人・NPO法人の運営のもの, 自治体が運営するものについて「公益法人・NPO・ボランティア」, その他と団体には所属していない場合を「無所属」として分類した。ただし「民営」については小学生以上の子どもが幼稚園・保育所での有料活動に参加しているケースを含めており, 「部活動」については幼児が幼稚園・保育所での有料活動に参加しているケースを含めて変数を作成している。

## 2.2 記述統計量

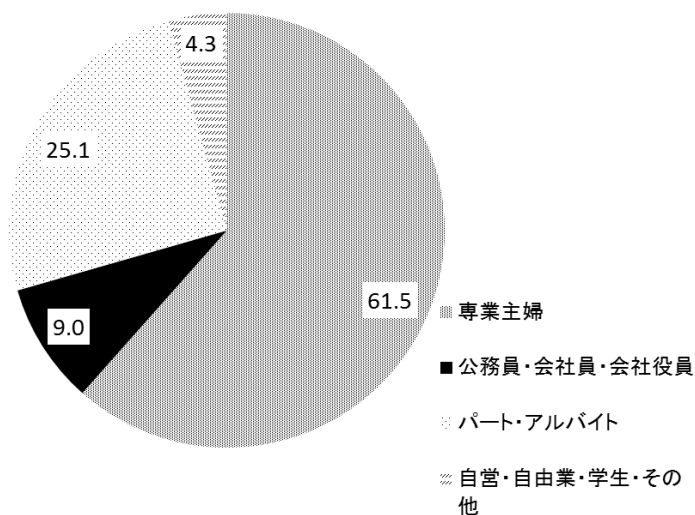
記述統計量				
変数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
子どもの性別（男子=1）	0.500	0.500	0	1
子どもの年齢	9.500	4.610	2	17
子どもの学校段階				
未就学児	0.250	0.433	0	1
小学生1～3年	0.187	0.390	0	1
小学生4～6年（基準カテゴリ）	0.188	0.390	0	1
中学生	0.188	0.390	0	1
高校生	0.188	0.390	0	1
子ども全員の人数	1.844	0.727	1	5
母親の最終学歴				
高卒以下（基準カテゴリ）	0.298	0.458	0	1
専門・短大卒	0.428	0.495	0	1
大卒以上	0.274	0.446	0	1
父親の最終学歴				
高卒以下（基準カテゴリ）	0.330	0.470	0	1
専門・短大卒	0.173	0.378	0	1
大卒以上	0.497	0.500	0	1
母親の職業				
専業主婦（基準カテゴリ）	0.615	0.487	0	1
公務員・会社員・会社役員	0.090	0.286	0	1
パート・アルバイト	0.251	0.434	0	1
自営・自由業・学生・その他	0.043	0.203	0	1
世帯年収				
400万未満（基準カテゴリ）	0.217	0.413	0	1
400万～800万未満	0.596	0.491	0	1
800万以上	0.187	0.390	0	1
この1年間で子どもが定期的に行った活動				
スポーツ活動	0.545	0.498	0	1
音楽活動	0.295	0.456	0	1
塾・教室への通室	0.340	0.474	0	1
母親の活動経験				
スポーツ系の習い事	0.370	0.483	0	1
スポーツ系の部活動	0.665	0.472	0	1
文化系の習い事	0.697	0.459	0	1
文化系の部活動	0.513	0.500	0	1
補習塾通室	0.404	0.491	0	1
進学塾通室	0.439	0.496	0	1
プリント教材教室通室	0.226	0.418	0	1
母親の教育志向				
スポーツ教育重視因子	-1.54E-16	0.945	-4.534	1.026
音楽・芸術教育重視因子	6.634E-17	0.942	-3.452	1.548
学習重視因子	-4.23E-17	0.868	-3.259	2.304
スポーツの運営主体				
民営（保育所・幼稚園運営の小児活動を含む）	0.473	0.499	0	1
部活動（保育所・幼稚園運営の幼児活動を含む）	0.394	0.489	0	1
NPO	0.177	0.381	0	1
無所属・個人	0.100	0.301	0	1
音楽・芸術活動の運営主体				
民営（保育所・幼稚園運営の小児活動を含む）	0.597	0.491	0	1
部活動（保育所・幼稚園運営の幼児活動を含む）	0.283	0.451	0	1
NPO	0.053	0.224	0	1
無所属・個人	0.144	0.351	0	1

N=16479

## 2.3 使用データの留意点

使用するデータはモニター登録制のインターネット調査のため、ランダムサンプリングとは言い難い。その影響のためか、H22 年度国勢調査結果における、夫が就業者子どもあり

図 2-3-1 本調査データにおける母親の職業分布 (%)



の場合の、妻が専業主婦（非就業者）率 40.3%よりも、本データでの専業主婦率は 61.5%とかなり高めになっていることに留意する必要がある。

## 3. 分析結果

### 3.1 子どもの学校外教育活動の状況（単純集計）

まずは子どもの学校外教育活動について、活動を概観することにより、先行研究にて指摘されている状況の確認を行いたい。

まずスポーツ活動については（図 3-1-1）、最も活動割合の高い小学校高学年～中学生で全体の約 7 割が活動を経験しており、高い活動率といえる。これは学校での部活動を含む結果であることも大きいだろう。性別では男子のほうが女子よりも活動割合が高い。活動は男女ともに小学 6 年生で一度微減し、中学 1 年で再び増加、しかしそこから学齢が上がるごとに徐々に減少するという動きを見せるが、これは受験など勉強時間の増加と関係するものとも推測でき、一度活動から離れた後はそのまま活動へ戻らず離れて行く傾向にあることを示唆しているだろう。

一方、音楽・芸術活動については（図 3-1-2）、全体でみると活動は 3 割程度であり、男女別では女子が 4 割から 5 割、男子が 2 割弱程度に留まるという性差が見られる。

こちらはスポーツとは対照的に、女子の活動が盛んであることがわかる。学齢別では、スポーツ同様に未就学児と高校生の活動が少ない傾向にある。幼児期に学齢が上がるごとに活動割合が上昇するものの、小学生からはほぼ一定の割合を保ち続けており、小学 6 年生、中学 3 年生、高校 3 年生といった受験時期の減少を除いて増減がほとんどみられない。



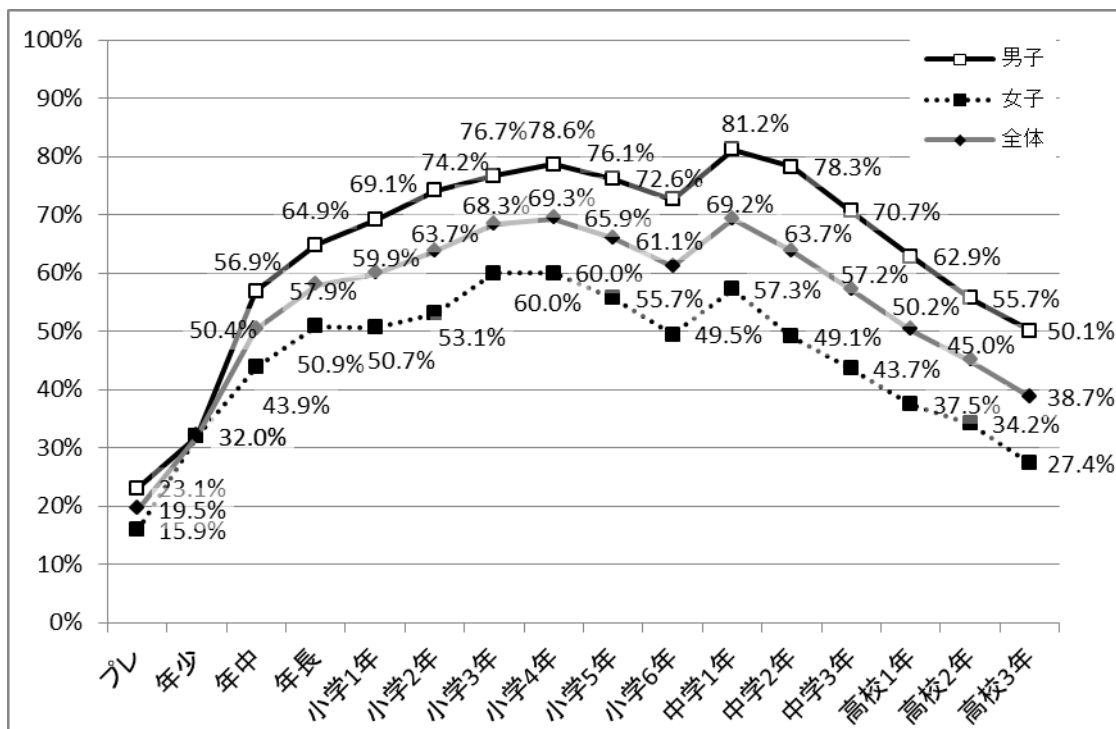


図3-1-1 この1年間でスポーツ活動を定期的に行った子どもの割合 (N=16479)

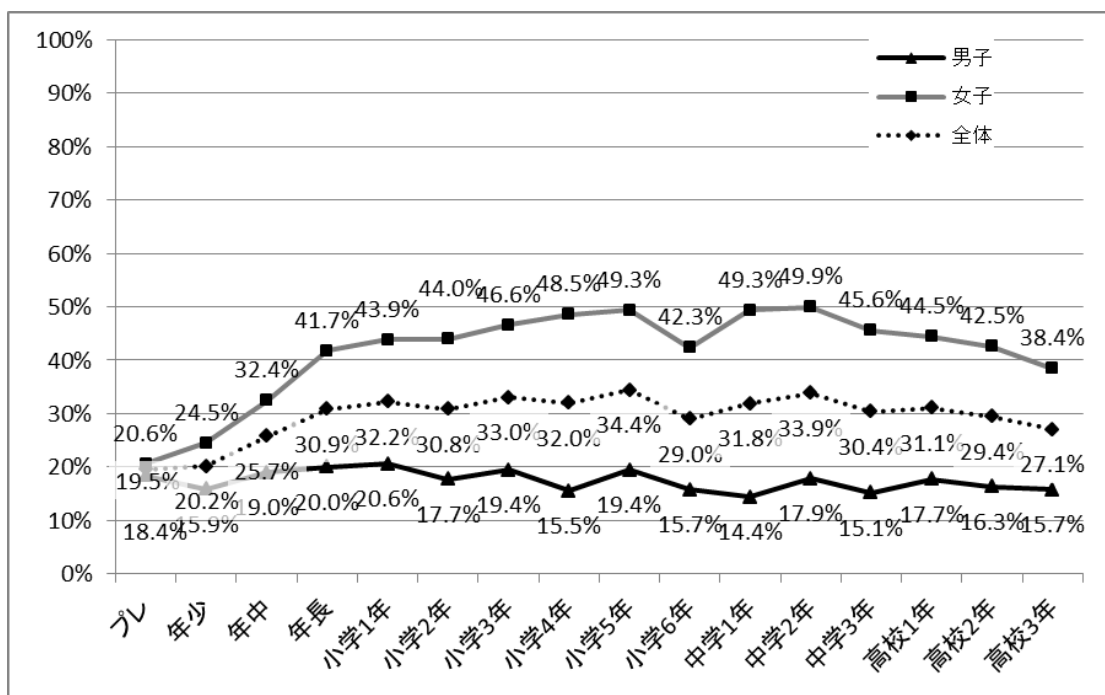


図3-1-2 この1年間で音楽・芸術活動を定期的に行った子どもの割合 (N=16479)

最後に学習活動については(図3-1-3)、学年が上がるごとに活動率が上昇し中学3年生でピークを迎える。受験を終えた高校1年で活動率が大幅に落ちた後3年生まで微増に留まっている。高校3年で再び受験期を迎えるが、推薦入学、または受験せず就職する場合など受験方法や進路が多様となるためか、学習塾通いは中学3年時ほどは増えないようである。

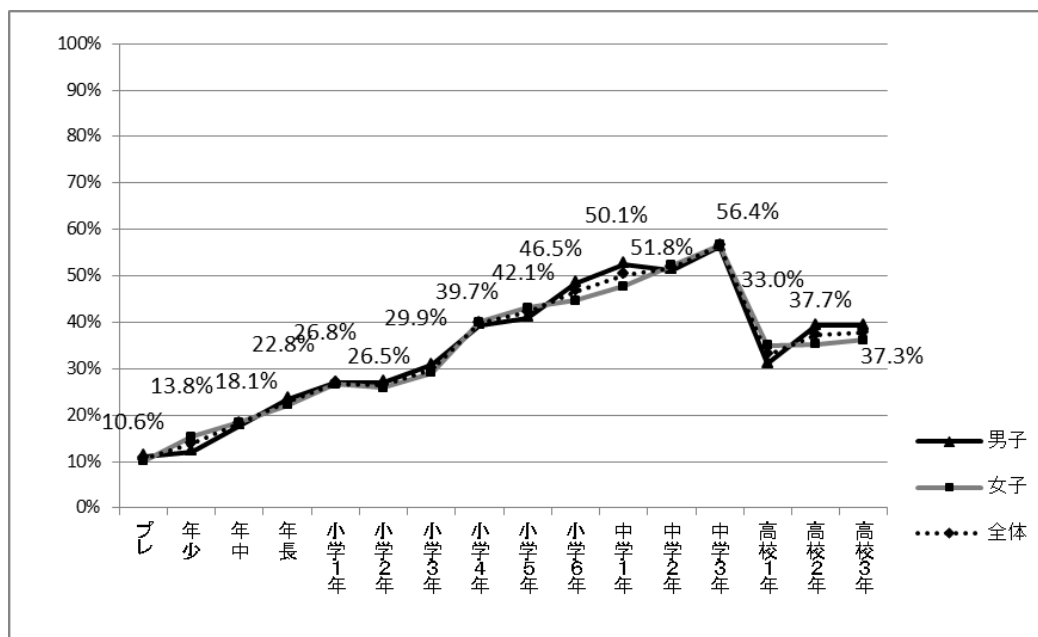


図3-1-3 この1年間で定期的に学習系教室へ通った子どもの割合 (N=16359) ※数値は全体の%

また活動率に性別による差は見られなかった。

以上より、スポーツ活動については男子がより活動率が高く、音楽・芸術活動については女子のほうが活動率が高いという性差があることがわかった。また、スポーツ活動は全体として半数を超えるほど活動率が高いものの、反面、学齢の変化による活動率の変動幅が大きいが、一方で音楽・芸術活動については、全体としての活動率はさほど高くないものの、学齢に関わらず一定の割合を保っていることから、学齢が変わっても活動が継続される傾向にあることが示唆された。つまり、全体としてスポーツ活動を行う子どもの方が多いが、活動を辞めるのが多いのもスポーツであり、活動者数が少ないのは音楽であるが、継続率が高いのは音楽・芸術活動であることがわかった。これらは西島、他 (2013) の先行研究において示された芸術とスポーツの活動率の差、芸術・スポーツ活動率の男女差があるという指摘を再確認できる結果であった。

また学習活動については、子どもの学齢が上がるごとに活動率も上昇するが、ピークは中学生であり、大学受験を控えた高校3年生では中学3年生ほどに通塾率が上がっていないことが確認できた。

### 3.2 子どもの学校外教育活動を促す要因 (ロジスティック回帰分析：全体)

続いては、子どもの学校外教育活動と母親の習い事活動経験との関係を検証するために、子どものスポーツ活動、音楽・芸術活動、学習活動経験をそれぞれを従属変数として、二項ロジスティック回帰分析を行った。母親の活動経験以外の独立変数には子どもの属性、家庭環境、両親の属性、母親のスポーツ、音楽・芸術、学習に対する教育意識の変数を用いている。

表3-2-1「この1年間に定期的にスポーツ活動をした」を従属変数とした  
二項ロジスティック回帰分析

	モデル1	オッズ比	モデル2	オッズ比
定数	-0.668 ***	0.513	-0.626 ***	0.535
子どもの性別	0.835 ***	2.305	0.607 ***	1.835
子どもの学校段階 未就学児	-1.025 ***	0.359	-1.194 ***	0.303
小学1年～3年	-0.054	0.947	-0.094	0.910
小学4年～6年 (基準)				
中学生	-0.110	0.896	0.018	1.019
高校生	-0.995 ***	0.370	-0.773 ***	0.462
子どもの数	0.120 ***	1.128	0.063 *	1.065
母親の学歴 (基準: 高卒以下)				
専門・短大卒	0.194 ***	1.214	0.197 ***	1.218
大卒以上	0.291 ***	1.338	0.341 ***	1.407
父親の学歴 (基準: 高卒以下)				
専門・短大卒	0.087	1.091	0.073	1.075
大卒以上	0.185 ***	1.203	0.200 ***	1.221
母親の職業 (基準: 専業主婦)				
公務員・会社員・会社役員	-0.008	0.992	-0.049	0.952
パート・アルバイト	0.184 ***	1.202	0.115 *	1.122
自営・自由業・学生・その他	0.109	1.115	0.122	1.130
世帯年収 (基準: 400万未満)				
400万～800万	0.452 ***	1.572	0.393 ***	1.481
800万以上	0.685 ***	1.984	0.547 ***	1.729
スポーツ教育重視因子			0.806 ***	2.239
音楽・芸術教育重視因子			-0.356 ***	0.701
学習重視因子			0.116 ***	1.123
母親のスポーツ系習い事経験			0.263 ***	1.301
母親のスポーツ系部活動経験			0.216 ***	1.242
Nagelkerke R-sq.	0.144		0.274	

N=14030, 有意水準 \*\*\* p < .001, \*\* p < .01, \* p < .05

まずはスポーツ活動経験の分析結果から見ていく(表3-2-1)。この結果によると、子どものスポーツ活動経験に最も強い影響を与えるのは、モデル1では子どもの性別が男子の場合であり、活動率は2.3倍に、モデル2では母親がスポーツ教育を重視する場合であり、活動率が2.2倍になることが示された。また、父親の学歴よりも母親の学歴の方がオッズ比は高いことから、父親よりも母親の高学歴が活動率に寄与していると読み取れる。さらに両親の学歴よりは世帯年収の方がオッズ比が高く、高所得層の方が活動が盛んであることがわかる。母親の子ども時代の習い事、部活動のスポーツ活動経験は、家庭の経済的要因や子ども自身の属性、母親の教育意識の強さには及ばないものの、いずれも子どものスポーツ活動率を高めていることが確認できた。

続いて、子どもの音楽・芸術活動経験について分析を行った結果である(表3-2-2)。子どもの活動率に最も強く寄与していたのは、モデル1では母親の学歴が大卒以上の場合であり、オッズ比は1.7倍になる。またモデル2では母親の音楽・芸術教育重視因子であり、オッズ比は2.8倍と非常に高い倍率が示された。子どもの音楽・芸術活動に対する母親の熱心

表3-2-2「この1年間に定期的に音楽・芸術活動をした」を従属変数とした  
二項ロジスティック回帰分析

	モデル1	オッズ比	モデル2	オッズ比
定数	-0.539 ***	0.584	-1.091 ***	0.336
子どもの性別	-1.249 ***	0.287	-1.029 ***	0.357
子どもの学校段階 未就学児	-0.470 ***	0.625	-0.676 ***	0.509
小学1年～3年	0.005	1.005	-0.050	0.952
小学4年～6年（基準）				
中学生	0.016	1.016	-0.025	0.975
高校生	-0.119	0.887	-0.245 ***	0.783
子どもの数	-0.155 ***	0.856	-0.115 ***	0.891
母親の学歴（基準：高卒以下）				
専門・短大卒	0.313 ***	1.368	0.168 **	1.182
大卒以上	0.510 ***	1.665	0.269 ***	1.309
父親の学歴（基準：高卒以下）				
専門・短大卒	0.081	1.085	0.060	1.062
大卒以上	0.257 ***	1.293	0.201 ***	1.222
母親の職業（基準：専業主婦）				
公務員・会社員・会社役員	-0.212 **	0.809	-0.217 **	0.805
パート・アルバイト	-0.110 *	0.896	-0.074	0.929
自営・自由業・学生・その他	0.382 ***	1.466	0.326 **	1.386
世帯年収（基準：400万未満）				
400万～800万	0.276 ***	1.317	0.342 ***	1.408
800万以上	0.392 ***	1.480	0.455 ***	1.575
スポーツ教育重視因子			-0.304 ***	0.738
音楽・芸術教育重視因子			1.033 ***	2.808
学習重視因子			0.017	1.017
母親の文化系習い事経験			0.380 ***	1.463
母親の文化系部活動経験			0.238 ***	1.268
Nagelkerke R-sq.	0.138		0.301	

N=14030, 有意水準 \*\*\* p < .001, \*\* p < .01, \* p < .05

さが活動を後押ししているとみられる。

その他、子どもの音楽・芸術活動においても、スポーツ活動と同様に父親の学歴よりは母親の学歴が高い方が活動率が高く、高所得層の家庭の活動率の方が高い。一方で、子どもの数が少ない家庭の方が活動率が高いのが、スポーツ活動と異なる傾向である。そして母親の文化系習い事経験、部活動経験については、習い事経験のある母親を持つ子どもの活動はオッズ比が1.5倍、部活動経験のある母親を持つ子どもの活動はオッズ比が1.3倍となり、母親に活動経験がない子どもよりも有意に高い活動率であることがわかった。スポーツ活動と同様に、両親の学歴や世帯年収といった家庭環境要因や子どもの属性による影響よりは弱まるものの、母親の教育意識や習い事経験が子どもの活動率を高める傾向が示されており、その傾向はスポーツ活動よりも強く見られた。

最後に、学習塾通室について分析した結果である（表3-2-3）。オッズ比をみると、通室に強く寄与しているのは世帯年収であり、そのオッズ比は年収800万以上がモデル1では2.9倍、モデル2では2.3倍と顕著に高い倍率を示している。また子どもの学校段階が学習活動にいずれも有意に働いているのは、学齢と関係の深い活動性質上もっともな結果である。し

表3-2-3「この1年間に定期的に学習塾（教室）へ通った」を従属変数とした  
二項ロジスティック回帰分析

	モデル1	オッズ比	モデル2	オッズ比
定数	-0.613 ***	0.542	-0.666 ***	0.514
子どもの性別	0.040	1.041	-0.054	0.947
子どもの学校段階 未就学児	-1.360 ***	0.257	-1.328 ***	0.265
小学1年～3年	-0.707 ***	0.493	-0.671 ***	0.511
小学4年～6年（基準）				
中学生	0.369 ***	1.447	0.406 ***	1.501
高校生	-0.427 ***	0.652	-0.321 ***	0.725
子どもの数	-0.280 ***	0.755	-0.253 ***	0.776
母親の学歴（基準：高卒以下）				
専門・短大卒	0.151 **	1.163	0.028	1.028
大卒以上	0.158 **	1.171	0.019	1.019
父親の学歴（基準：高卒以下）				
専門・短大卒	0.143 *	1.154	0.113	1.119
大卒以上	0.304 **	1.355	0.206 ***	1.229
母親の職業（基準：専業主婦）				
公務員・会社員・会社役員	-0.060	0.941	-0.072	0.931
パート・アルバイト	0.180 ***	1.197	0.153 **	1.165
自営・自由業・学生・その他	0.180	1.197	0.238 *	1.269
世帯年収（基準：400万未満）				
400万～800万	0.501 ***	1.650	0.396 ***	1.485
800万以上	1.080 ***	2.945	0.833 ***	2.300
スポーツ教育重視因子			0.046 *	1.047
音楽・芸術教育重視因子			-0.078 ***	0.925
学習重視因子			0.651 ***	1.918
母親の補習塾通室経験			0.274 ***	1.316
母親の進学塾通室経験			0.168 ***	1.183
母親のプリント学習塾通室経験			0.112 *	1.118
Nagelkerke R-sq.	0.161		0.234	

N=13934, 有意水準 \*\*\* p < .001, \*\* p < .01, \* p < .05

かし、スポーツ、音楽・芸術活動とは異なり、母親の学歴は活動率に関連しておらず、父親が大卒以上の場合のみ子どもの学習活動率を高めており、モデル1で1.4倍、モデル2で1.2倍である。一方で母親の学習重視因子については、モデル2が1.9倍とやはり高い倍率であり、母親の教育意識の強さが子どもの学習塾通室率を高めている。母親自身の子ども時代の学習塾通室経験については、それらと比べるとオッズ比は下がるものの、補習塾通室経験については1.3倍であり、通室経験のない母親の子どもよりもわずかに高い通室率を示している。

以上、学習塾通室経験については、スポーツ、音楽・芸術活動以上に、家庭の経済的要因が活動率に大きく寄与していることが分かったが、一方で学歴については母親の影響がみられず、父親の高学歴のみが活動率を高めている。それと関連するように母親の通塾経験が子どもの活動率に与える影響も弱いものの、子どもの通室率を有意に高めていることがわかった。加えて、スポーツ、音楽・芸術活動と同様に、母親の学習意識の強さが学習活動に寄与していることも確認できた。

以上の分析から、子どものスポーツ、音楽・芸術、学習の各活動の活動について、家庭の経済的要因、母親の教育意識はいずれの分野の活動に対しても強く寄与していることが示されており、木村（2013）の指摘に加えて、学習活動においても同様の傾向であることが確認できた。更に両親の学歴による影響については、母親の影響が強いスポーツ、音楽・芸術活動と、父親の影響が強い学習活動とで、傾向に違いが見られた。

子どもの活動に対して母親の活動経験は、活動率を高めるものの影響は弱く留まっており、こちらも木村（2013）の示唆を確認することができた。

母親の影響は子どもの学校外教育活動に分野を問わず示されることが判った。だが子どもの年齢が変化しても、例えば子どもが中学生、高校生と高学年になり自分の意志をもって主体的に行動するようになって以降も、母親は子どもの学校外教育活動に影響力を持ち続けるのだろうか。次節ではこの点に着目し、子どもの学校段階によって母親からの影響に違いがみられるのかを確かめていくことにする。

### 3.3 子どもの学校外教育活動を促す要因（ロジスティック回帰分析：学校段階別）

まずはスポーツ活動について（表 3-3-1）、最も高いオッズ比を示し目に付くのは世帯年収 800 万以上の場合である。未就学児ではモデル 1 で 3.1 倍、モデル 2 で 2.89 倍となり、小学生ではモデル 1 で 2.9 倍、モデル 2 で 2.45 倍と、子どものスポーツ活動経験率が顕著に高くなる。対して中学生ではオッズ比を大幅に下げモデル 2 では 1.0 倍と、活動経験率に所得差がなくなる。この背景としては、中学生以降で開始する部活動の影響が挙げられる。部活動については民間運営の場合と異なり費用が低額で抑えられることから、中学生以上では所得による活動格差が解消されると考えられる。運営主体別の活動率については次節にて触れる。

母親の教育意識については、スポーツ教育重視因子は学齢が上がるごとにオッズ比も高まる傾向にある。母親がスポーツ教育に熱心な子どもは、いずれの学校段階でも活動の倍率が高いが、子どもが中学生以上の方がその傾向は強まることが確認できた。

続いて母親の習い事経験、部活動経験との関係を見ると、小学生まではスポーツ系習い事経験のオッズ比の方が高く、中学生以上では部活動経験のオッズ比の方が高い。活動傾向だけでなく、利用する運営主体においても母親の経験をなぞるような子どもの活動傾向が示される結果となった。特に中学生では、母親にスポーツ系部活動経験がある場合、

子どものスポーツ系活動経験率が 1.7 倍高い。本稿の冒頭では、中学生以上では母親の教育意識や活動経験から離れたところで子どもが自発的に活動を選択するはずであると推測していたが、それと異なる傾向が示唆される結果となった。

それでは音楽・芸術活動経験についても、スポーツ活動同様に学校段階に関係なく母親の意識、活動経験とリンクするような子どもの活動傾向は確認されるのだろうか。分析結果を検討する（表 3-3-2）。

表3-3-1 「子どもが1年間のうちに定期的にスポーツをしたか」を従属変数とした  
二項ロジスティック回帰分析結果（学校段階別）

	未就学児				小学校1年～3年生							
	モデル1	オッズ比	モデル2	オッズ比	モデル1	オッズ比	モデル2	オッズ比				
定数	-1.662 ***	0.190	-1.616 ***	0.199	-0.566 ***	0.568	-0.647 ***	0.524				
子どもの性別（男子=1）	0.380 ***	1.463	0.277 ***	1.319	0.860 ***	2.364	0.668 ***	1.951				
子どもの数	0.098	1.104	0.088	1.092	-0.048	0.953	-0.086	0.918				
母親の学歴（基準：高卒以下）												
専門・短大卒	0.229 *	1.258	0.150	1.162	0.270 **	1.310	0.213	1.237				
大卒以上	0.338 ***	1.402	0.281 **	1.324	0.354 **	1.425	0.380 **	1.462				
父親の学歴（基準：高卒以下）												
専門・短大卒	0.195	1.215	0.138	1.148	0.101	1.106	0.098	1.103				
大卒以上	0.389 ***	1.476	0.344 ***	1.410	0.259 *	1.296	0.255 *	1.291				
母親の職業（基準：専業主婦）												
公務員・会社員・会社役員	-0.397 **	0.672	-0.444 **	0.641	-0.198	0.821	-0.138	0.871				
パート・アルバイト	-0.149	0.862	-0.164	0.849	0.063	1.065	0.058	1.059				
自営・自由業・学生・その他	0.102	1.107	0.172	1.188	-0.369	0.692	-0.410	0.664				
世帯年収（基準：400万未満）												
400万～800万	0.644 ***	1.904	0.602 ***	1.825	0.562 ***	1.755	0.507 ***	1.660				
800万以上	1.142 ***	3.133	1.033 ***	2.810	1.049 ***	2.855	0.888 ***	2.431				
スポーツ教育重視因子			0.603 ***	1.828			0.713 ***	2.040				
音楽・芸術教育重視因子			-0.122 **	0.885			-0.336 ***	0.715				
学習重視因子			0.237 ***	1.268			0.197 ***	1.218				
母親のスポーツ系習い事経験			0.222 **	1.248			0.486 ***	1.626				
母親のスポーツ系部活動経験			-0.037	0.963			0.179	1.196				
Nagelkerke R-sq.	0.082		0.163		0.107		0.224					
N	3637		3637		2683		2683					
	小学校4年～6年生				中学生				高校生			
	モデル1	オッズ比	モデル2	オッズ比	モデル1	オッズ比	モデル2	オッズ比	モデル1	オッズ比	モデル2	オッズ比
	-1.116 ***	0.328	-1.103 ***	0.332	-0.721 ***	0.487	-0.526 **	0.591	-1.367 ***	0.255	-1.014 ***	0.363
	1.009 ***	2.742	0.800 ***	2.226	1.204 ***	3.333	0.832 ***	2.299	0.998 ***	2.713	0.692 ***	1.997
	0.223 ***	1.249	0.111	1.118	0.219 ***	1.244	0.153 *	1.165	0.076	1.079	0.015	1.015
	0.336 **	1.400	0.332 **	1.394	0.119	1.127	0.233 *	1.262	0.101	1.106	0.154	1.167
	0.219	1.245	0.228	1.256	0.128	1.137	0.321 *	1.378	0.438 ***	1.550	0.545 ***	1.725
	0.072	1.074	0.074	1.077	0.020	1.021	0.078	1.082	0.060	1.062	0.068	1.071
	0.220 *	1.246	0.268 *	1.307	-0.002	0.998	0.040	1.041	-0.030	0.970	0.038	1.039
	0.170	1.185	0.173	1.189	0.185	1.203	0.048	1.049	0.304 *	1.355	0.223	1.249
	0.314 **	1.368	0.209	1.232	0.360 ***	1.433	0.193	1.213	0.313 ***	1.368	0.223 *	1.249
	0.426 *	1.530	0.466 *	1.594	0.047	1.048	0.041	1.042	0.206	1.229	0.081	1.085
	0.575 ***	1.778	0.508 ***	1.662	0.074	1.076	-0.076	0.927	0.132	1.141	0.045	1.046
	0.571 ***	1.771	0.481 **	1.617	0.269	1.308	0.013	1.013	0.435 **	1.545	0.241	1.272
			0.811 ***	2.250			1.007 ***	2.738			0.935 ***	2.548
			-0.299 ***	0.741			-0.659 ***	0.517			-0.453 ***	0.636
			-0.032	0.968			0.069	1.072			-0.003	0.997
			0.450 ***	1.568			0.043	1.044			0.177	1.194
			0.325 ***	1.384			0.527 ***	1.694			0.213 *	1.238
	0.113	0.252	0.119	0.344	0.097	0.288						
	2603	2603	2566	2566	2541	2541						

有意水準 \*\*\* p < .001, \*\* p < .01, \* p < .05

表3-3-2 「子どもが1年間のうちに定期的に音楽または芸術活動をしたか」を従属変数とした  
二項ロジスティック回帰分析結果（学校段階別）

	未就学児				小学校1年～3年生			
	モデル1	オッズ比	モデル2	オッズ比	モデル1	オッズ比	モデル2	オッズ比
定数	-1.588 ***	0.204	-2.022 ***	0.132	-0.805 ***	0.447	-1.378 ***	0.252
子どもの性別（男子=1）	-0.634 ***	0.530	-0.532 ***	0.587	-1.397 ***	0.247	-1.249 ***	0.287
子どもの数	-0.022	0.978	0.015	1.015	-0.183 **	0.833	-0.143 *	0.867
母親の学歴（基準：高卒以下）								
専門・短大卒	0.343 **	1.409	0.166	1.181	0.482 ***	1.619	0.345 **	1.412
大卒以上	0.431 ***	1.539	0.189	1.208	0.876 ***	2.402	0.638 ***	1.893
父親の学歴（基準：高卒以下）								
専門・短大卒	0.044	1.045	0.055	1.057	0.202	1.224	0.191	1.211
大卒以上	0.224 *	1.250	0.188	1.207	0.445 ***	1.560	0.471 ***	1.601
母親の職業（基準：専業主婦）								
公務員・会社員・会社役員	-0.308 *	0.735	-0.317 *	0.729	-0.325 *	0.722	-0.285	0.752
パート・アルバイト	-0.138	0.871	-0.179	0.836	-0.030	0.970	0.060	1.061
自営・自由業・学生・その他	0.634 **	1.886	0.517 *	1.677	0.547 *	1.728	0.483	1.621
世帯年収（基準：400万未満）								
400万～800万	0.460 ***	1.584	0.499 ***	1.646	0.277 *	1.320	0.342 **	1.408
800万以上	0.795 ***	2.214	0.732 ***	2.078	0.686 ***	1.985	0.668 ***	1.951
スポーツ教育重視因子			-0.048	0.953			-0.346 ***	0.707
音楽・芸術教育重視因子			0.720 ***	2.055			0.983 ***	2.673
学習重視因子			0.132 **	1.141			0.075	1.078
母親の文化系習い事経験			0.276 **	1.318			0.428 ***	1.535
母親の文化系部活動経験			0.146	1.157			0.104	1.110
Nagelkerke R-sq.	0.065		0.164		0.190		0.325	
N	3637		3637		2683		2683	

小学校4年～6年生				中学生				高校生			
モデル1	オッズ比	モデル2	オッズ比	モデル1	オッズ比	モデル2	オッズ比	モデル1	オッズ比	モデル2	オッズ比
-0.671 ***	0.511	-1.335 ***	0.263	0.135	1.144	-0.628 **	0.534	-0.188	0.829	-0.912 ***	0.402
-1.540 ***	0.214	-1.347 ***	0.260	-1.646 ***	0.193	-1.348 ***	0.260	-1.272 ***	0.280	-0.965 ***	0.381
-0.166 **	0.847	-0.125	0.882	-0.189 **	0.828	-0.182 *	0.834	-0.184 **	0.832	-0.121	0.886
0.411 **	1.508	0.223	1.249	0.235 *	1.265	0.116	1.123	0.245 *	1.278	0.132	1.141
0.522 **	1.686	0.218	1.243	0.248	1.281	-0.038	0.963	0.578 ***	1.782	0.459 **	1.583
0.310 *	1.363	0.300 *	1.350	-0.062	0.940	-0.196	0.822	0.004	1.004	-0.022	0.978
0.596 ***	1.816	0.498 ***	1.645	0.142	1.152	0.082	1.086	-0.073	0.929	-0.230	0.794
-0.072	0.931	-0.163	0.850	-0.374 *	0.688	-0.402 *	0.669	-0.164	0.849	-0.176	0.838
-0.152	0.859	-0.110	0.896	-0.037	0.964	0.091	1.095	-0.244 *	0.783	-0.262 *	0.769
0.105	1.111	0.007	1.007	0.501 *	1.651	0.483 *	1.622	0.157	1.170	0.095	1.100
0.293 *	1.340	0.356 **	1.428	-0.058	0.944	0.006	1.006	0.184	1.201	0.186	1.205
0.395 *	1.484	0.448 *	1.565	0.034	1.034	0.192	1.212	0.105	1.111	0.232	1.261
		-0.267 ***	0.766			-0.545 ***	0.580			-0.292 ***	0.747
		1.083 ***	2.955			1.362 ***	3.904			1.143 ***	3.136
		0.006	1.006			-0.058	0.944			-0.154 *	0.857
		0.486 ***	1.625			0.467 ***	1.596			0.322 **	1.380
		0.421 ***	1.524			0.273 *	1.314			0.312 **	1.366
0.197	0.365			0.187	0.434			0.124	0.325		
2603	2603			2566	2566			2541	2541		

有意水準 \*\*\* p < .001, \*\* p < .01, \* p < .05

どの学校段階においても最も子どもの音楽・芸術活動の促進に関係しているのは、母親の音楽・芸術教育重視因子である。特に中学生ではオッズ比3.9倍、高校生では3.1倍と非常に高い。母親の教育意識が高い場合に子どもの活動経験が顕著に高まる傾向は、スポーツ活動の場合よりも強く示された。一方で母親の活動経験については、小学校低学年以下では習い事経験がある場合に子どもも活動を行う倍率が高くなり、小学校高学年以上では、習い事経験と部活動経験いずれも子どもの活動率を高めている。子どもの音楽・芸術活動については、スポーツよりも母親の活動経験との関連が強く見られる結果となっている。



表3-3-3 「子どもが1年間のうちに定期的に学習教室に通ったか」を従属変数とした  
二項ロジスティック回帰分析結果（学校段階別）

	未就学児				小学校1年～3年生							
	モデル1	オッズ比	モデル2	オッズ比	モデル1	オッズ比	モデル2	オッズ比				
定数	-2.041 ***	0.130	-1.885 ***	0.152	-1.127 ***	0.324	-1.226 ***	0.294				
子どもの性別（男子=1）	-0.057	0.945	-0.139	0.871	0.120	1.128	0.045	1.046				
子どもの数	-0.293 ***	0.746	-0.257 ***	0.774	-0.344 ***	0.709	-0.286 ***	0.751				
母親の学歴（基準：高卒以下）												
専門・短大卒	0.241	1.273	0.103	1.108	0.173	1.189	0.015	1.015				
大卒以上	0.282 *	1.326	0.153	1.166	-0.011	0.989	-0.108	0.897				
父親の学歴（基準：高卒以下）												
専門・短大卒	0.258	1.294	0.257	1.294	0.165	1.179	0.133	1.142				
大卒以上	0.397 **	1.488	0.316 *	1.372	0.314 **	1.369	0.210	1.234				
母親の職業（基準：専業主婦）												
公務員・会社員・会社役員	-0.320 *	0.726	-0.386 *	0.680	0.128	1.136	0.176	1.192				
パート・アルバイト	0.008	1.008	-0.023	0.977	0.210	1.233	0.204	1.227				
自営・自由業・学生・その他	-0.126	0.881	-0.119	0.887	0.275	1.317	0.353	1.423				
世帯年収（基準：400万未満）												
400万～800万	0.525 **	1.691	0.418 ***	1.519	0.365 **	1.441	0.266 *	1.305				
800万以上	1.224 **	3.402	0.978 ***	2.658	0.961 ***	2.616	0.693 ***	1.999				
スポーツ教育重視因子			0.100	1.105			0.065	1.068				
音楽・芸術教育重視因子			-0.046	0.956			-0.103	0.903				
学習重視因子			0.604 ***	1.830			0.630 ***	1.878				
母親の補習塾通室経験			0.190 *	1.209			0.334 ***	1.396				
母親の進学塾通室経験			-0.078	0.925			0.093	1.097				
母親のプリント学習塾通室経験			0.044	1.045			0.200	1.221				
NageIkerke R-sq.	0.058		0.118		0.059		0.141					
N	3615		3615		2661		2661					
	小学校4年～6年生				中学生				高校生			
	モデル1	オッズ比	モデル2	オッズ比	モデル1	オッズ比	モデル2	オッズ比	モデル1	オッズ比	モデル2	オッズ比
	-0.035	0.966	-0.189	0.827	-0.649 ***	0.523	-0.716 ***	0.489	-1.401 ***	0.246	-1.286 ***	0.276
	0.043	1.044	-0.087	0.916	0.028	1.028	-0.072	0.930	0.078	1.081	0.001	1.001
	-0.470 ***	0.625	-0.437 ***	0.646	-0.150 **	0.861	-0.124 *	0.883	-0.171 **	0.843	-0.193 **	0.825
	0.056	1.057	-0.048	0.953	0.071	1.073	0.006	1.006	0.263 *	1.301	0.085	1.089
	0.135	1.145	-0.022	0.978	-0.035	0.966	-0.150	0.860	0.451 ***	1.570	0.250	1.284
	0.018	1.018	-0.013	0.987	0.168	1.182	0.117	1.124	0.155	1.167	0.089	1.094
	0.226 *	1.254	0.115	1.122	0.239 *	1.271	0.148	1.160	0.401 ***	1.494	0.297 **	1.346
	-0.075	0.928	-0.137	0.872	0.056	1.057	0.067	1.069	-0.129	0.879	-0.117	0.890
	0.122	1.130	0.092	1.097	0.359 ***	1.432	0.315 ***	1.370	0.085	1.089	0.068	1.297
	-0.200	0.818	-0.209	0.812	0.636 **	1.889	0.727 ***	2.069	0.145	1.156	0.260	1.071
	0.350 **	1.419	0.219	1.245	0.788 ***	2.199	0.716 ***	2.046	0.515 ***	1.674	0.433 **	1.542
	1.206 ***	3.341	1.015 ***	2.758	1.076 ***	2.934	0.857 ***	2.355	1.073 ***	2.925	0.825 ***	2.282
			0.020	1.020			0.053	1.054			0.015	1.015
			-0.130 *	0.878			-0.074	0.929			-0.037	0.963
			0.783 ***	2.187			0.571 ***	1.770			0.678 ***	1.970
			0.371 ***	1.448			0.252 **	1.287			0.269 **	1.308
			0.233 *	1.263			0.224 *	1.251			0.382 ***	1.465
			0.262 *	1.300			0.113	1.120			-0.115	0.891
	0.103	0.224	0.062	0.133	0.088	0.181						
	2593	2593	2548	2548	2517	2517						

有意水準 \*\*\* p < .001, \*\* p < .01, \* p < .05

しかし、世帯年収についてはスポーツ活動の場合と同様に、中学生以上では活動率に関係が示されない。こちらも背景に部活動利用者の増加があると推測できる。

最後に子どもの学習塾通室経験について（表3-3-3）、全ての学校段階で、最も強く学習塾通室率が高くなるのは世帯年収 800 万以上の場合である。これは父母の高学歴よりも高いオッズ比を示している。理由として塾の高額な月謝があることは間違いないだろう。母親の影響としては、学習重視因子がオッズ比 1.8 倍～2.2 倍となっており、全学校段階において母親の学習重視意識が強い場合に子どもの通塾率が上がることがわかる。また母親に補習

塾経験がある場合は特に小学生で通塾する確率が上がり、母親が進学塾に通塾経験がある場合には特に高校生で通塾する確率が上がる。母親の教育意識、活動経験はここでも、子どもの全ての学校段階で影響があることがわかる。また、両親が大卒以上である場合に高校生の学習塾通いが高まる傾向があり、オッズ比はモデル1では1.5倍前後だが、ただしモデル2では1.3倍前後とやや下がる。両親の学歴よりも母親の学習重視因子や塾通塾経験の方がより強く子どもの学習塾活動に関係するといえる。

子どもの学習塾通塾経験についても、やはり母親の影響が強く見られた。ただし、子どもの活動を最も決定づけるのは世帯年収である。家庭の経済的要因による教育の格差が問題視される現状を裏付ける結果であり、学習についての学校外教育活動の在り方を考える上で憂慮すべき課題である。

以上より、スポーツ活動、音楽・芸術活動、学習活動の全てで、活動を促す要因として母親の影響が全学校段階で確認できた。母親の教育意識や活動経験は、子どもが自分の意志を持って行動を始める思春期以降にも影響し続けることが示された。

一方で、学校外教育活動の促進に大きく寄与している家庭の世帯年収については、スポーツと音楽・芸術活動では、高所得層であることが小学生以下の活動率を高めているが、中学生以降では関係が見られないことがわかった。前述したように、この背景として中学生以降の活動の主流が部活動になることに関係があると考えられる。

スポーツと音楽・芸術活動については、子どもが小学校高学年から始まる学校の放課後活動、そして中学生からは放課後活動よりも活動規模が大きな部活動が開始される。これにより、民間運営などの習い事活動から学校での活動利用へ、子どもの活動の場の主流は移行し、さらにそれまで活動していなかった子どもたちの活動参加を促進すると考えられる。そこで次節では運営主体別の活動率について詳しくみていく。

### 3.4 学校外教育活動 学校段階による利用運営主体の違い

前節の分析では、小学生以下と中学生以上の学校外教育活動に世帯年収が与える影響に差が見られたが、それは中学生以上で部活動が始まることにより、活動の運営主体が高コストである民営から低コストである部活動へとシフトすることで、家庭の経済的状況に関係なく子どもが活動に参加できるためではないだろうか。また、中学生では多くの学校で部活動が全員参加となっていることも、活動する子どもの家庭経済状況に差が見られなくなる理由の一つと考えられる。図3-4-1、3-4-2はこれを確認するために、利用する運営主体を学校段階別のクロス集計表にまとめたものである。ただし学習活動についての運営主体はデータがないため、ここではスポーツと音楽・芸術活動のみの提示である。また標本数Nについて、運営主体については学校外活動をしている人のみが回答しており、さらに多重回答であるため、一人の子どもが複数の運営主体を利用しているケースがあることに留意する。

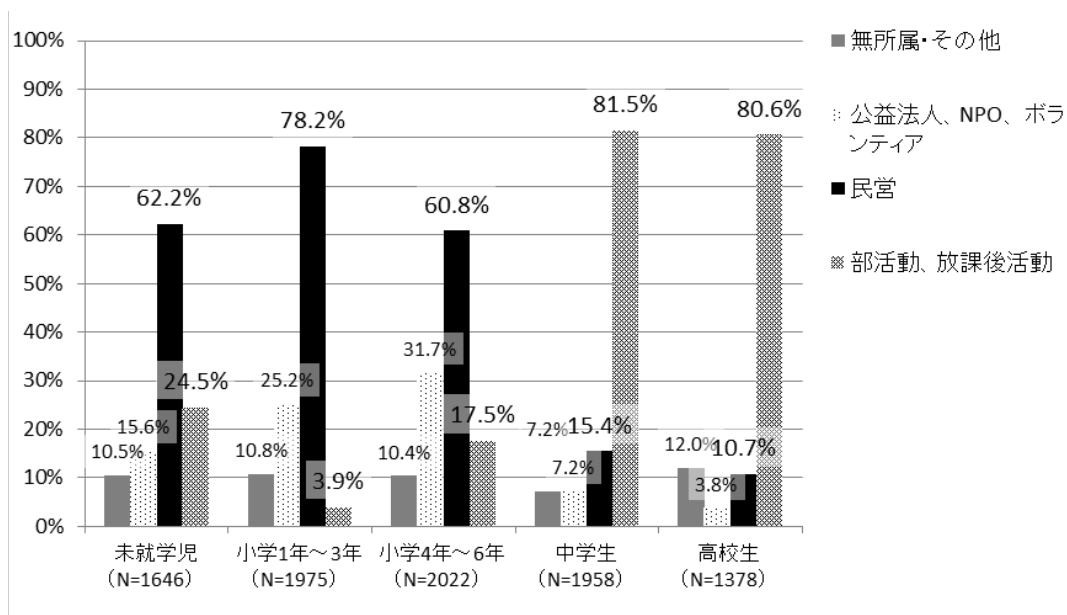


図 3-4-1 運営主体別 スポーツ活動経験

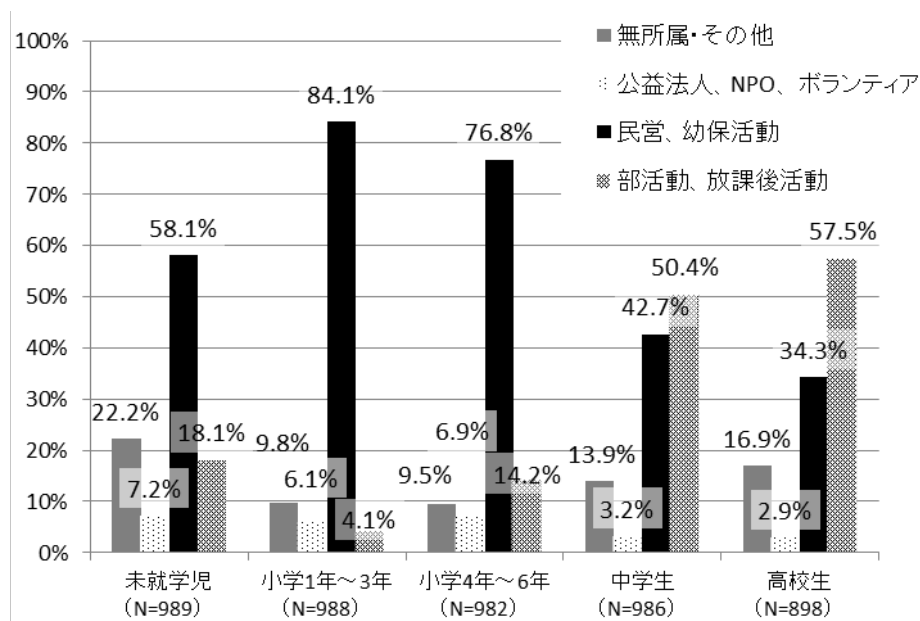


図 3-4-2 運営主体別 音楽・芸術活動経験

前節では学校段階，小学生から中学生へ上がると子どもが利用する活動運営主体の主流が民営から部活動へ移行すると推測したが，このクロス集計表の結果から，その傾向はスポーツ活動では間違いなさそうだとわかる．しかし，音楽・芸術活動ではスポーツほど顕著ではなく，全体の3割～4割は民間運営での活動を選択している．第3章1節で提示したように，音楽・芸術活動に関しては活動率の増減にあまり幅がないことから，学校段階を通して活動の継続傾向が強いことが推測できる．加えて，音楽・芸術活動は活動の性質上，特定の先生に長年師事し活動するケースが多いことを踏まえて考察すると，音楽・芸術活動においては部活動への移行が抑制され，民営利用での活動が継続される傾向であると伺える．

しかし、スポーツ活動と音楽・芸術活動のいずれにおいても、中学進学時点を境にして利用する学校外教育活動の運営主体の移行が確認された。また前節の分析では、中学生以上において学校外教育活動に世帯年収が影響しないことがわかっていることから、次のことが示される。小学生以下が主に利用する民間運営においては世帯年収が子どもの活動に強く寄与しているものの、中学生以上が主に利用する部活動においては世帯年収の影響がみられない。つまり、中学生からの部活動利用によって、子どもが家庭の経済的要因に左右されずに活動に参加できていると考えられる。このように部活動は、学校に所属する全ての子どもに対して、学習以外のスポーツ・文化活動の機会を与えていることにより、学習以外の教育に対しても広く教育の平等を実践し、子どもの心身の発達に重要な役割を果たしていると言えるだろう。

#### 4. 考察

本稿では子どもの学校外教育活動について、母親の教育意識や活動経験との関連を中心として検証を行ったが、その結果、子どものスポーツ、音楽・芸術、学習、各分野での学校外教育活動が、母親の意識と活動経験に有意に関連していることが、子どもの学校段階に関わらず確認できた。親からの心理的自立を図る発達段階にある、中学生、高校生の段階においても、学校外教育活動を行う上で母親の教育意識や経験と関連することが確認できている。母親の活動経験については、子どもが自発的に選択しているはずの部活動においても同様に関連している。これについてはまず一つに、幼少時から活動を継続していることからの経路依存である可能性、次に、子どもが中学生になるまでの間に母親が持つ文化的素養が子どもに内面化されている可能性が挙げられる。そのため、表面的には自分自身で選択した部活動ではあるが、母親からの影響は皆無というよりもむしろ色濃く残っており、母親の経験ともリンクする傾向が示されるのだと考えるのが妥当だろう。いずれにしても、先行研究で木村(2013)が指摘した母子間の文化継承の側面は、本稿の分析においても裏付けられたが、母子間の文化継承は反面、母親が未経験の活動に対しては子どもも活動を経験しない傾向であると捉えることができ、結果として子どもの活動の幅が狭まる可能性が危惧されるところである。

しかし、いずれの学校外教育活動においても、活動を最も強く促進するのは世帯年収の高さであることも確認した。これについては、近年しばしば問題視される家庭の所得差による子どもの教育の格差拡大問題の一端を裏付けるものである。一方で、学校の放課後活動、部活動では世帯年収が子どもの活動に影響していないこともまた確認できている。費用が低く抑えられる部活動で、活動率と世帯年収の関連が見られなくなったことは、部活動が家庭の経済状況に因らず全ての子どもたちに提供されていることを意味しており、部活動が子どもの活動の幅を広げ、スポーツ、文化的素養を身に付ける機会を提供する場として重要であることを示唆している。経済的制約は子どもの活動に格差を生じさせるが、教育の機会の

平等を考える上で、家庭の経済状況によって子どもの活動体験に大きく差がでるような教育環境は望ましいものではない。学習面における教育の格差解消へ向けても、学校の放課後活動、部活動のあり方は示唆に富むものである。

本稿の分析からは、子どもの学校外教育活動を促す要因として、特に家庭の経済状況、母親からの影響が大きいことが明らかとなった。母親から子どもへ文化継承がなされることは母子の繋がりにとっても重要である。だが一方で、学校外教育活動が経済的に豊かな層に固定されて親子で継承されるものとなってしまえば、望ましいとはいえない。家庭で受け継がれる文化も大切にしながらも、親が得られなかった活動経験を家庭の経済状況に左右されることなく子どもが享受できるような社会的取り組みも肝要であり、そうした教育環境・制度の設計を推進していくことが子どもたちを育む社会に課された使命と考える。

### [謝辞]

[二次分析]に当たり、教育総合研究所から「学校外教育活動に関する調査、2013」（ベネッセ教育総合研究所）の個票データの提供を受けました。

また二次分析研究会参加者の皆様、そして木村治生先生、香川めい先生、コメンテータの有田伸先生には大変有益なコメントを頂きました。ここに記して心より感謝を申し上げます。

### [参考文献]

ベネッセ教育総合研究所『学校外教育活動に関する調査 調査報告書』, 2009

ベネッセ教育総合研究所『学校外教育活動に関する調査 調査報告書』, 2013

総務省統計局 HP『平成 22 年国勢調査 産業等基本集計（労働力状態、就業者の産業など）』

<http://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/NewList.do?tid=000001039448>

木村治生「母親の「習い事経験」は子どもの「活動選択」に影響するのか?～スポーツ活動・芸術活動の世代間伝承に関する検討～」ベネッセ教育総合研究所 教育フォーカス 特集 5 学校外教育『幼児から高校生の学校外教育活動 なにを・いつ・どのくらい』

<http://berd.benesse.jp/feature/focus/5-gakkougai/activity03/>

西島央, 木村治生, 鈴木尚子「小中学生の芸術・スポーツの活動状況に関する実証研究—地域、性、家庭環境の違いに注目して」, 『文化政策研究 第 6 号』, 2013

# 学校外教育費を支出するという「選択」を左右する要因

河野 志穂

(早稲田大学)

ペアレントクラシー社会では、市場における「選択」が教育選抜に影響を与え、「選択」は家庭の「富」や保護者の抱く「願望」によって形成されるという。本稿では、中学2年生という高校受験が意識化される時期において、学習関連の学校外教育にどれくらい費用を支出するのかという「選択」を左右する要因について、居住地域、親の社会階層等の従来の変数に加え、保護者の抱く「経済的ゆとり」の認識や、子どもにどの段階までの教育を受けさせることを望むのかという「進学期待」を絡めて分析する。分析の結果、①学校外教育費の多寡は、居住地域、親の学歴が規定する力が強いこと、②とりわけ学習系の塾に通う者は、経済的ゆとり、進学期待、学校の成績が更に規定要因として加わること、③経済的ゆとりがない層において、短期大学や四年制大学までの進学期待は学校外教育費を高めること（逆に経済的にゆとりがある層ではそうした効果がないこと）がわかった。

## 1.はじめに

本稿の目的は、中学2年生という高校受験が意識化される時期における学校外教育費<sup>1)</sup>の多寡を左右する要因を分析することである。

フィリップ・ブラウン（訳 2005）や耳塚（2007b）が指摘するように、教育の市場化が進んだ「ペアレントクラシー（parentocracy）」社会では、「富を背景とした親の願望が形作る選択」によって教育の選抜がなされる。そして保護者の選択は「富+願望=選択」という数式で表すことができるという。

教育社会学では、家庭の富（経済資本、文化資本）が子どもの学業成績や学歴に与える影響は繰り返し分析されている（荻谷・志水 2004, 耳塚 2007b など）。学校外教育費もこの文脈で研究が行われ、子どもの学力を従属変数とした場合に、最も大きな影響を与える独立変数が学校外教育費であると言われている（耳塚 2014）。このように学校外教育費を独立変数として検討する研究は多々あるが、学校外教育費を従属変数とし、その多寡の要因を検討する研究は乏しく、少ない研究として都村（2008）や垂見（2011）が挙げられる。垂見（2011）は、中学3年生時における学校外教育費の規定要因として、親の学歴、世帯所得といった社会経済的地位のほか、親の教育期待、ピアエフェクトとしての子どもが通う学校の平均学校外教育費を挙げている。学校外教育費は、学習塾や家庭教師といった学習関連の費用と、学習に関連しないいわゆる習い事の費用に分けることが可能だが、垂見の分析では、最も正規分布に近いという理由で、学校外学習にかかる費用と習い事にかかる費用の合算を学校外教育費として用いている。しかし、学習関連の学校外教育に費やす親と、非学習関連の学校外教育に費やす親とでは、投資をする上で思惑が異なるのではないだろうか。こうした点に

関して、都村（2008）は、学校外教育費の平均額を、子どもが塾のみ行っている場合、習い事のみ行っている場合、塾と習い事の両方を行っている場合の3つに分類して算出している。そして、中学2年生の場合、学校外教育費は、塾と習い事の両方を行っている場合、塾のみ行っている場合、習い事のみ行っている場合の順で低くなっていることを明らかにしている。しかし、学校外教育費の規定要因分析においては、都村はこの分類を用いず3つの分類をひとまとめにして重回帰分析を行っている。

本分析の課題の1つは、学習系の学校外教育費と、いわゆる習い事にあたる非学習系の学校外教育費を分けて、それぞれの規定要因を分析することである。その際、独立変数として保護者の「経済的ゆとり」の認識と「進学期待」に着目して分析を行いたい。それは、先に示したブラウンの「富+願望=選択」の数式の当てはまりが、経済的に豊かな層と豊かでない層で異なるのかを検討するためである。つまり、「富（経済的ゆとりの有無）」によって、「願望（進学期待）」が「選択（学校外教育費への支出）」を規定する力は異なるのかの検討を行うためである。垂見（2011：27）が、「学歴が高く、所得が高い親ほど、子どもに高い学歴を希望し、その結果、子どもの学校外教育に投資する」と述べているように、保護者の社会経済的地位が高い家庭において学校外教育費に潤沢な支出がされることは想像に難くない。では、逆に、保護者の社会経済的地位が低い家庭においては学校外教育費の支出は抑制されるのだろうか。仮にこうした家庭で学校外教育費に多寡があるとしたらどういった要因なのであろうか。ペアレントクラシーの原理が唱えるように、より高い学校段階へ進学させたいという親の願望なのだろうか。

以下では、高校進学が視野に入ってくる中学2年生の生徒の保護者を対象とし、学校外教育費にどれだけ支出するのかという「選択」に対し、居住地域、子どもの性別、親学歴、母親の職業、どの段階まで子どもに教育を受けさせることを望むのか等の要因が、どれほど影響を与えているのかを、2項ロジット分析や重回帰分析を用いて検討する。

## 2. データ

### 2.1 使用データ

以下の分析では、『学校教育に対する保護者の意識調査、2012』の全国版データを利用する。このデータを利用する利点は、経済的ゆとりがどの程度あるのかの認識を聞いている点である。学校外教育費を調査した調査は他にもあり、例えば『学校外教育活動に関する調査,2009』では、その家庭が所有する「富」を、おおよその世帯年収という客観的数値で把握している。しかし、世帯年収は世帯単位の稼得であり、世帯の構成人数によって一人あたりの可処分所得は異なる。しかし、当該調査では家族の構成員数を聞いておらず等価可処分所得を算出することはできない。また、経済的ゆとりの認識も聞いていない。他方、本分析で使用した『学校教育に対する保護者の意識調査』も、客観的数値としての世帯年収を聞いておらず、世帯構成員数も聞いていないが、主観的認識として経済的ゆとりの有無を聞いてい

る。同額の世帯年収・一人あたりの可処分所得であっても主観によって「経済的にゆとりがある」と感じるか「ゆとりがない」と感じるかは異なるという不安定さはあるものの、「経済的にゆとりがない」という苦しい状況の中でも教育費に投資するのはどのような家庭なのかを分析することが本分析の目的の1つであるため、本調査データを利用する。

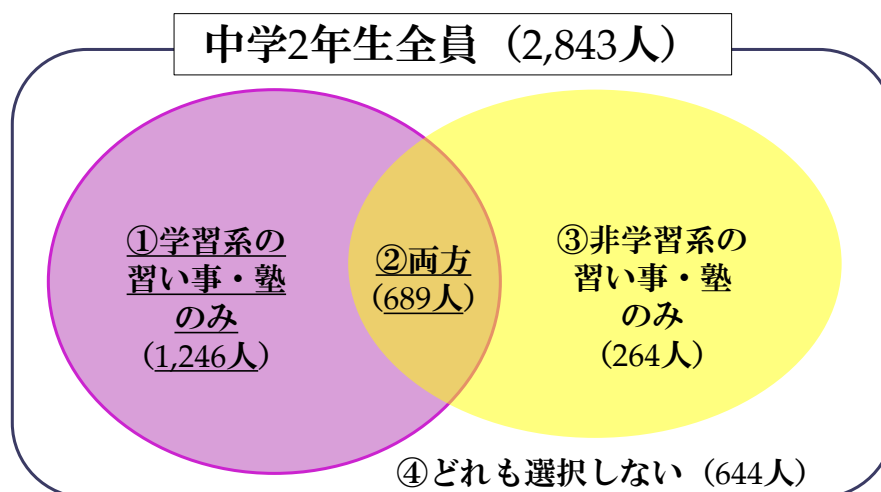
## 2.2 使用変数

本分析で用いる従属変数は、当該アンケートの対象となる子ども1人あたりの現在の教育費である。設問では「学校外での費用を除いた習い事、通信教育、塾、レッスンなどの1か月の費用の合計」を10の金額区分2)の中から選ばせている。本分析では、最小値である選択肢1. 2,500円未満には2,000円を、最大値10. 60,000円以上は65,000円を割り当て、中間にある選択肢2. から選択肢9. までにはそれぞれの中央値を割り当てた。

なお、本調査では、当該アンケートの対象となる子どもが行う習い事や塾について、17種類の項目で聞いている。17種類の習い事・塾は、「学習系の習い事・塾」と「非学習系の習い事・塾」に区分できる。前者は、英会話などの語学教室や個人レッスン、計算・書き取りなどプリント教材教室（公文など）、受験のための塾（進学塾）、補習塾、家庭教師、定期的に教材が届く通信教育（進研ゼミなど）であり。後者は、スイミングスクール、スポーツクラブ・体操教室、地域のスポーツチーム（野球やサッカーなど）、バレエ・リトミック、ダンス、音楽、絵画教室や造形教室、習字、そろばん、児童館など公共施設での自治体主催の教室・サークル、その他である。

本調査における中学2年生2,843人における「学習系の習い事・塾」および「非学習系の習い事・塾」の通塾状況の組み合わせ（タイプ分け）は以下のとおりである（図1）。

図1 通塾状況—分析時のタイプ分け



タイプ分けの内訳を述べると、タイプ①学習系の習い事・塾のみ行っている者（適宜、「学



習系のみ通塾者」と略記)は1,246人(43.8%),タイプ②学習系・非学習系両方の習い事・塾に行っている者(適宜,「学習系・非学習系両方の通塾者」と略記)は689人(24.2%),タイプ③非学習系の習い事・塾のみ行っている者(適宜,「非学習系のみ通塾者」と略記)は264人(9.3%),④どの習い事・塾も選択しなかったのが644人(22.7%)であった。

以下の分析では,高校進学が視野に入ってくる中学2年生を対象としているため,学習系の習い事・塾に通っている者全員(つまり①学習系のみ通塾者および②学習系・非学習系両方の通塾者の合算.適宜,タイプ①+②「学習系の通塾者全員」と略記)を中心に分析を行うが,必要に応じて,タイプ③非学習系のみ通塾者やタイプ④どれも選択しないも対象に加える。

独立変数は,以下のような変数を用いた(表1)。

表1 分析に利用した独立変数と加工方法

変数名		加工方法
東京都以外ダミー		「東京都以外ダミー=1」(基準は「東京都」)
子どもの性別・男子ダミー		子どもの性別ダミー(基準は「女子」)
親学歴		「父母ともに大卒・短大卒ダミー」 「父母のどちらかが大卒・短大卒ダミー」 (基準は「父母ともに非大卒・非短大卒」)
母職		「パート・フリーダミー」 「常勤ダミー」 (基準は「専業主婦」)
経済的ゆとりあり		「あなたの生活には経済的にどの程度ゆとりがありますか」という問いに対する4件法(ゆとりがない,あまりゆとりがない,多少ゆとりがある,ゆとりがある)の選択肢に関し,前二者を「経済的ゆとりなし=0」後二者を「経済的ゆとりあり=1」とした。
進学期待		「専門学校・各種学校までダミー」 「短期大学までダミー」 「四年制大学までダミー」 「大学院までダミー」 「その他ダミー」 (基準は「中学校・高校まで」)
1日あたり平均学習時間		「ほとんどしない=0」「およそ30分=0.5」「1時間=1」というように割り当て。それ(3時間30分以上)には4を割り当てた。
成績		「下のほう=1」「真ん中より下=2」「真ん中くらい=3」「真ん中より上=4」「上のほう=5」になるようリコードした。「わからない」は除外した。
学校教育の満足度	教科の学習指導	「まったく満足していない=1」「あまり満足していない=2」「まあ満足している=3」「とても満足している=4」になるようにリコードした。
	受験に関する指導	
	学ぶ意欲を高めること	
	先生たちの教育熱心さ	

「東京都以外ダミー」は私立高校が多く受験競争の激しい東京都とそれ以外を区別するために投入した。子どもの属性である「性別ダミー」や親の属性である「親学歴」や「母職」といった基本属性も投入した。なお、社会階層を判別する場合、「父職」を用いることが一般的であるが、本調査では「父職」を聞いていないため投入していない。「経済的ゆとり」に関しては、「ゆとりあり」と「ゆとりなし」の2区分とし、「ゆとりなし」を基準ダミーとした。「進学期待」に関しては、「中学校・高校まで」を基準とし、「専門学校・各種学校まで」「短大まで」「四年制大学まで」「大学院まで」「その他」をそれぞれダミー化した。また、子どもの学習行動や学習成果を表す変数も投入した。これは子どもが自発的に学習していたり、成績が良かったりする場合は、学校外教育費にける金額が抑制されると考えるためである。また、同様に学校教育への満足度に関しても満足度が高い場合は、学校外教育費にける金額が抑制されると考え、「教科の学習指導」「受験に関する指導」「学ぶ意欲を高めること」「先生たちの教育熱心さ」といった学校における学習に関わる満足度の変数も投入することとした。

### 2.3 基本統計量

学習系の習い事・塾に通っている者全員（タイプ①+②）について、経済的ゆとりの有無に分けて、基本統計量を示した（表 2）。表では経済的ゆとりの認識によって統計的有意差があるかを t 検定で検証している。

まず、月あたりの学校外教育費は、経済的ゆとりの認識で統計的有意差がある。ゆとりがない層の支出は、平均で 21,072 円であるのに対し、ゆとりがある層は 24,471 円支出しており、約 3,400 円の開きがある。このように経済的ゆとりがない層では、学校外教育費の支出は抑制されると言える。耳塚（2007a）によれば、児童の学力に関しては、月額为学校外教育費 3 万円を超えるか否かで学力の差が大きくなるというが、本調査における中学 2 年生の平均額はその額を下回っている。なお、本調査では、学校外教育費に負担を感じているか否か<sup>3)</sup>を聞いており、1 が最も負担感が軽く 5 が最も負担感が重いのだが、経済的にゆとりがある層の負担感 は 1.75 であるのに対し、経済的にゆとりがない層の負担感 は 1.93 で、経済的ゆとりがない層の方が学校外教育費をより負担に感じていることがわかる。

次に、地域ダミーを見ると、経済的ゆとりの認識で差はなく、東京都以外の回答者が 8 割を超えている。

親学歴に関しては、父母ともに大卒・短大卒は、ゆとりがない層では.22 であるのに対し、ゆとりがある層では.45 とほぼ倍である。また、表には掲載していないが、基準ダミーとなる父母ともに非大卒・非短大卒は、ゆとりがない層では.50 であるのに対し、ゆとりがある層では.24 とほぼ半数である。このように、ゆとりのある層の方が親の学歴は高い。また母職に関しても、ゆとりがない層ではパート・フリーが多く (.57)、専業主婦は少ない (.15)。対して、ゆとりがある層ではパート・フリーは少なく (.44)、専業主婦が多い (.23)。

表 2 基本統計量—学習系の通塾者全員（タイプ①+②）,経済的ゆとりの有無別

	経済的ゆとりなし (N=829)		経済的ゆとりあり (N=595)		
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	
月あたり学校外教育費	21,072	10,702	24,471	12,735	***
学校外教育費の負担感	1.93	.261	1.75	.436	***
東京都以外ダミー	.86	.35	.83	.37	
男子ダミー	.50	.50	.52	.50	
父母ともに大卒・短大卒ダミー	.22	.42	.45	.50	***
父母どちらか大卒・短大卒ダミー	.28	.45	.31	.46	
母職_パート・フリー	.57	.50	.44	.50	***
母職_常勤	.28	.45	.33	.47	†
進学期待_専門学校・各種学校までダミー	.23	.42	.11	.32	***
進学期待_短期大学までダミー	.07	.26	.06	.23	
進学期待_四年制大学までダミー	.53	.50	.71	.45	***
進学期待_大学院までダミー	.01	.11	.05	.22	***
進学期待_その他ダミー	.02	.14	.02	.13	
1日あたりの家庭学習時間	.76	.63	.88	.67	**
学校での成績	2.96	1.30	3.49	1.28	***
学校教育満足度_教科の学習指導	2.62	.59	2.76	.56	***
学校教育満足度_受験に関する指導	2.52	.62	2.53	.64	
学校教育満足度_学ぶ意欲を高めること	2.51	.63	2.59	.63	**
学校教育満足度_先生たちの教育熱心さ	2.71	.75	2.82	.66	**

t 検定

† p < .1, \* p < .05, \*\* p < .01, \*\*\* < .001

進学期待に関しても差は顕著であり、ゆとりがない層では四年制大学までを希望するのは.53であるのに対し、ゆとりのある層では.71と.2ポイントの開きがある。

学校での成績は、ゆとりのある層で高く、1日あたりの家庭学習時間はゆとりの有無に限らず1時間に満たないが、ゆとりのある層で長く、学校教育の満足度もおおむねゆとりのある層で高い。

表 2 は、本分析の主眼である学習系の通塾者全員（タイプ①+②）の基本統計量であったが、表 3 は、タイプ①、②、③の基本統計量である。通塾状況（タイプ分け）によって統計的有意差があるかを一元配置の分散分析で検証した。なお、この表では、経済的ゆとりの認識での比較は行っていない。

表 3 から、学習系のみ通塾者（タイプ①）、非学習関連のみ通塾者（タイプ③）、学習系・非学習系両方の通塾者（タイプ②）では、属性、社会経済的地位、意識が異なっていることがわかる。

表 3 基本統計量－通塾状況別（タイプ分け①, ②, ③）

	①学習系のみ 通塾者 (N=888)		②学習系・非学習系 両方の通塾者 (N=536)		③非学習系のみ 通塾者 (N=181)	
	M	SD	M	SD	M	SD
月あたり学校外教育費 ***	20,639	11,141	25,561	11,995	9,430	8,629
学校外教育費の負担感 ***	1.84	.36	1.86	.34	1.56	.50
東京都以外ダミー	.84	.36	.86	.35	.86	.35
男子ダミー ***	.57	.50	.41	.49	.38	.49
父母ともに大卒・短大卒ダミー ***	.28	.45	.37	.48	.24	.43
父母どちらか大卒・短大卒ダミー	.30	.46	.28	.45	.23	.42
母職_パート・フリー	.53	.50	.49	.50	.52	.50
母職_常勤	.30	.46	.31	.46	.28	.45
経済的ゆとりありダミー **	.39	.49	.46	.50	.31	.47
進学期待_専門学校・各種学校までダミー†	.19	.40	.16	.37	.23	.42
進学期待_短期大学までダミー †	.06	.23	.09	.28	.08	.27
進学期待_四年制大学までダミー ***	.59	.49	.64	.48	.46	.50
進学期待_大学院までダミー	.02	.14	.04	.19	.02	.15
進学期待_その他ダミー	.02	.14	.01	.12	.00	.00
1日あたりの家庭学習時間	.80	.65	.83	.64	.81	.71
学校での成績 ***	3.08	1.34	3.35	1.26	2.90	1.40
学校教育満足度_教科の学習指導	2.69	.58	2.67	.58	2.70	.60
学校教育満足度_受験に関する指導 †	2.52	.63	2.52	.63	2.64	.65
学校教育満足度_学ぶ意欲を高めること	2.53	.63	2.55	.63	2.62	.68
学校教育満足度_先生たちの教育熱心さ	2.76	.73	2.76	.70	2.76	.73

一元配置分散分析

† p < .1, \* p < .05, \*\* p < .01, \*\*\* < .001

例えば、属性に関しては、子どもの性別が有意であり、学習系のみ通塾者（タイプ①）では6割弱が男子であるの対し、学習系・非学習系両方の通塾者（タイプ②）や非学習系のみ通塾者（タイプ③）では男子は4割に過ぎない。

また、社会経済的地位については、月あたり学校外教育費を見ると、学習系・非学習系両方の通塾者（タイプ②）が2万5千円を超えるのに対し、学習系のみ通塾者（タイプ①）では2万円強、非学習系のみ通塾者（タイプ③）では1万円を切っている。この結果は都村

(2008, 前掲論文)の知見と一致する<sup>4)</sup>。学校外教育費の負担感も同じ順番であり、学校外教育費をかけるほどその負担感を感じていると言える。しかし学校外教育費を多く支出しているから経済的ゆとりがないと言えるのかということと必ずしもそうではなく、経済的ゆとりの認識を見ると、ゆとりを最も感じているのは学習系・非学習系両方の通塾者(タイプ②)であり、以下、学習系のみ通塾者(タイプ①)、非学習系のみ通塾者(タイプ③)と続いている。以上から、学習塾・非学習系両方の通塾者(タイプ②)は、学校外教育費に多くの金額をかけそれを負担に感じつつも相対的には経済的ゆとりがある層であることがわかる。

最後に、意識については、進学期待を見てみると、四年制大学まで進学を期待する割合が最も高いのは学習系・非学習系両方の通塾者(タイプ②)であり、次いで、学習系のみ通塾者(タイプ①)、非学習系のみ通塾者(タイプ③)の順番である。子どもの成績に関しても同じ順番である(タイプ②→タイプ①→タイプ③で評価が低くなる)が、学校教育における受験指導の満足度の順番は異なっていて、3タイプの中で最も成績評価が低かった非学習系のみ通塾者(タイプ③)の満足度が最も高い。

以上から、通塾状況の違い(タイプ分け)に関して見えるのは、学習系・非学習系両方の通塾者(タイプ②)は、学習系の塾のみならず幅広く習い事をさせる経済的余裕があり、学校の成績は相対的に良く、子どもを高い教育段階まで進学させたいという期待も高い層であることである。そして、非学習系のみ通塾者(タイプ③)は、女子が多く、学校の成績は相対的に高くはないが学校教育で行われる受験指導には満足しており、高い教育段階まで進学させたいという期待は相対的に高くない層であることである。そして、学習系のみ通塾者(タイプ①)は、学習系・非学習系両方の通塾者(タイプ②)と非学習系のみ通塾者(タイプ③)の中間と言えるが、どちらかと言えば学習系のみ通塾者(タイプ①)に近い傾向を示していることである。

### 3. 分析結果

#### 3.1 習い事・通塾の規定要因

本題に入る前に、習い事・塾に通っている子どもと通っていない子どもの違いは何によって決まるのだろうか、それを検証する。習い事・塾の設問において全設問で選択しなかった回答者を、子どもが「習い事・通塾していない者」とし0を割り当て、何らかの習い事・通塾を選択した回答者を子どもが「習い事・通塾している者」とし1を割り当てて、2項ロジット分析を行った(表4)。

有意確率を見ると、東京都以外ダミー、親学歴ダミー、母職のうちのパート・フリーダミー、経済的ゆとりありダミー、その他ダミーを除いた進学期待ダミー、学校での成績、教科の学習指導への満足度については、有意確率が5%未満であった。これらの項目のオッズ比を見ると、とりわけ、進学期待の影響が強く、専門学校・各種学校まで進学を期待する場合は2.083、短期大学まで進学を期待する場合は4.026、四年制大学まで進学を期待する場合は

3.371, 大学院まで進学を期待する場合は 2.689 と, 中学校・高校までを期待する場合に比べ 2 倍以上, 習い事・通塾をしている。なお, 経済的ゆとりダミーのオッズ比が 1.725 であることを考えると, 経済的ゆとりを実感するか否かよりも, 進学期待を持つことの方が, 子どもの習い事・通塾を生起する確率を高めると言える。

表 4 習い事・通塾の規定要因 (タイプ①~④)

	回帰係数	オッズ比
東京都以外ダミー	-.345	.709 *
子どもの性別ダミー	.103	1.109
父母ともに大卒・短大卒ダミー	.568	1.765 **
父母のどちらか大卒・短大卒ダミー	.361	1.434 *
母職_パート・フリーダミー	.338	1.402 *
母職_常勤ダミー	.230	1.259
経済的ゆとりありダミー	.545	1.725 ***
進学期待_専門学校・各種学校までダミー	.734	2.083 ***
進学期待_短期大学までダミー	1.393	4.026 ***
進学期待_四年制大学までダミー	1.215	3.371 ***
進学期待_大学院までダミー	.989	2.689 *
進学期待_その他ダミー	.483	1.620
1日あたりの家庭学習時間	.004	1.004
学校での成績	.136	1.146 *
学校教育満足度_教科の学習指導	-.288	.750 *
学校教育満足度_受験に関する指導	-.048	.953
学校教育満足度_学ぶ意欲を高めること	.037	1.038
学校教育満足度_先生たちの教育熱心さ	.035	1.036
N	2,051	
- 2対数尤度	1892.942	
Nagelkerkeの決定係数	.154	
尤度比のカイ2乗検定	213.426 ***	

2 項ロジット分析

\* p < .05, \*\* p < .01, \*\*\* < .001

※従属変数は,1=習い事・通塾している (タイプ①, ②, ③), 0=習い事・通塾していない (タイプ④)。

### 3.2 通塾状況別の要因分析

以下からは, 習い事・塾に通っている者のみ (タイプ①から③まで) を対象に分析を行う。学校外教育費の規定要因を, 通塾状況別に分析した。表 5 は, 学習系のみ通塾者 (タイプ①), 学習系・非学習系両方の通塾者 (タイプ②), 学習系の通塾者全員 (タイプ①+②) の結果を示したものである。続く表 6 は, 非学習系の通塾者 (タイプ③) の結果を示したものである。以下, 通塾状況別 (タイプ別) に非標準化係数を見ていく。

#### 学習系の習い事・塾のみ通っている者 (タイプ①) について

東京都以外ダミーが強い負の規定要因であり, 東京都以外であると 6,241 円, 東京都に比べ学校外教育費が低い。また, 保護者の社会経済的地位を表す変数に関しては, 父母ともに

大卒・短大卒であると、父母ともにそうでない場合と比べ 2,385 円多く支出し、経済的ゆとりを感じている者は感じていない者より 2,227 円多く支出している。また、子どもの性別は男子であると 2,230 円多く支出している。

しかし保護者の社会経済的地位を表す変数よりも影響力が大きいのが進学期待である。統計的有意であった学校段階について述べれば、四年制大学まで進学を期待する場合は、中学校・高校まで進学を期待する場合よりも、4,740 円多く支出し、大学院まで進学を期待する場合は 7,547 円多く支出している。

また、子どもの行う学習行動や学習成果も統計的に有意であり、1 日あたりの家庭学習時間が長いと支出額は多く、学校での成績は良好なほど支出額は低い。また、学校教育における受験指導の満足度が高いと学校外教育費への支出は減る。

#### 学習系および非学習系両方の習い事・塾に通っている者（タイプ②）について

東京都以外ダミーが最も学校外教育費を低める要因であり、父母ともに大卒・短大卒ダミーが学校外教育費を高める要因である点は、学習系のみ通塾者（タイプ①）と同じである。学習系のみ通塾者（タイプ①）と顕著に異なる点は、経済的ゆとりの認識や進学期待の規定力がなくなることと、1 日あたりの家庭学習時間が長くなると支出額が減ることである。

#### 学習系の習い事・塾に通っている者全員（タイプ①+②）について

学習系のみ通塾者（タイプ①）および非学習系の通塾者（タイプ③）で有意であった東京都以外ダミー、父母ともに大卒・短大卒ダミーは、両者を合算したタイプ①+②の場合でも有意であり、東京都以外であったり、父母ともに大卒・短大卒であると支出額は高い。

経済的ゆとりや進学期待、学校での成績は、実数の多い学習系のみ通塾者（タイプ①）に引っ張られるような形で有意となっており、経済的ゆとりを感じたり、進学期待を持っていたりするほど支出額は高く、学校での成績が良いほど支出額は低い。1 日あたりの学習時間に関しては、学習系のみ通塾者（タイプ①）では正の規定要因であり、学習系・非学習系両方の通塾者（タイプ②）では負の規定要因であった。両者を合算したタイプ①+②の場合は、効果が打ち消され有意でなくなっている。

表 4 通塾状況別（タイプ①, ②, ①+②), 学校外教育費の規定要因

	タイプ分け①		タイプ分け②		タイプ分け①および②	
	学習系のみ 通塾者		学習系・非学習系 両方の通塾者		学習系の通塾者 全員	
	非標準化係数	標準化係数β	非標準化係数	標準化係数β	非標準化係数	標準化係数β
東京都以外ダミー	-6,241.3	-.203 ***	-5,912.7	-.172 ***	-6,094.1	-.186 ***
男子ダミー	2,230.2	.099 **	289.4	.012	964.7	.041
父母ともに大卒・短大卒ダミー	2,384.8	.097 *	3,448.7	.139 *	3,039.2	.121 ***
父母のどちらか大卒・短大卒ダミー	889.0	.036	679.6	.025	969.5	.038
母職_パート・フリーダミー	-860.1	-.039	-1,591.5	-.066	-1,329.3	-.057
母職_常勤ダミー	-1,121.7	-.046	-1,137.0	-.044	-1,275.8	-.050
経済的ゆとりありダミー	2,226.5	.098 **	928.0	.039	1,962.5	.083 **
進学期待_専門学校・各種学校までダミー	1,286.2	.046	-125.6	-.004	1,001.0	.033
進学期待_短期大学までダミー	2,796.2	.057	1,560.3	.036	3,038.5	.065 *
進学期待_四年制大学までダミー	4,740.1	.209 ***	2,833.8	.114	4,515.6	.188 ***
進学期待_大学院までダミー	7,547.0	.098 **	3,241.1	.051	6,811.4	.095 **
進学期待_その他ダミー	3,406.4	.043	6,894.4	.070	4,693.5	.054 †
1日あたりの家庭学習時間	1,047.5	.061 †	-1,934.4	-.104 *	-116.5	-.006
学校での成績	-1,019.1	-.123 **	-280.0	-.029	-621.1	-.070 *
学校教育満足度_教科の学習指導	-526.8	-.027	-1,558.8	-.076	-1,089.3	-.054
学校教育満足度_受験に関する指導	-1,431.9	-.080 †	379.7	.020	-703.7	-.038
学校教育満足度_学ぶ意欲を高めること	-336.5	-.019	-807.9	-.042	-489.1	-.026
学校教育満足度_先生たちの教育熱心さ	540.6	.035	1,128.0	.066	742.3	.045
定数	26,870.9	***	32,326.3	***	28,739.8	***
調整済みR2乗	.140		.079		.114	
F値	11.105 ***		3.555 ***		11.199 ***	
N	887		535		1,423	

重回帰分析

† p < .1, \* p < .05, \*\* p < .01, \*\*\* < .001

表 5 通塾状況別（タイプ③), 学校外教育費の規定要因

	タイプ分け③	
	非学習系のみ 通塾者	
	非標準化係数	標準化係数β
東京都以外ダミー	-2,497.9	-.100
男子ダミー	-638.9	-.036
父母ともに大卒・短大卒ダミー	1,796.0	.090
父母のどちらか大卒・短大卒ダミー	1,086.4	.053
母職_パート・フリーダミー	-3,680.2	-.214 *
母職_常勤ダミー	-1,151.8	-.060
経済的ゆとりありダミー	47.7	.003
進学期待_専門学校・各種学校までダミー	-261.4	-.013
進学期待_短期大学までダミー	7,735.9	.240 **
進学期待_四年制大学までダミー	3,950.5	.229 *
進学期待_大学院までダミー	16,769.3	.286 ***
進学期待_その他ダミー		
1日あたりの家庭学習時間	-119.4	-.010
学校での成績	-1,332.6	-.216 *
学校教育満足度_教科の学習指導	-792.4	-.055
学校教育満足度_受験に関する指導	-585.4	-.044
学校教育満足度_学ぶ意欲を高めること	1,081.2	.086
学校教育満足度_先生たちの教育熱心さ	179.8	.015
定数	14,920.4	***
調整済みR2乗	.119	
F値	2.433 ***	
N	180	

重回帰分析

\* p < .05, \*\* p < .01, \*\*\* < .001

※進学期待\_その他ダミーは欠損相関係数が含まれるため分析から除外されている。

※各ダミーの基準は以下の通り。東京都以外ダミーは東京=0./男子ダミーは女子=0./親学歴は「父母ともに非大卒・短大卒」が基準./母職は「専業主婦」が基準./進学期待は「中学校・高校まで」が基準。



### 非学習系の習い事・塾のみ通っている者（タイプ③）について

表 6 に目を移し、非学習系のみ通塾者（タイプ③）について見ると、学習系のみ通塾者（タイプ①）、学習系・非学習系両方の通塾者（タイプ②）、学習系の通塾者全員（タイプ①＋②）において規定力を有していた東京都以外ダミーや親学歴ダミーの規定力がないことがわかる。また、タイプ①、②、①＋②では有意でなかった母職のパート・フリーダミーが有意となっており、専業主婦に比べパート・フリーの場合支出額が 3,680 円低い。

進学期待に関しては、有意な傾向であり、大学院まで進学を期待する場合は、中学校・高校まで進学を期待する場合に比べ 16,769 円多く支出している。これはその他のタイプの規定要因分析の係数と比較しても突出して高い。しかし、より高い教育段階を望むほど支出額が高くなるというわけではなく、四年制大学まで進学を期待する者よりも短期大学まで進学を期待する者の方が支出額は多い。

また、学校での成績は、学習系のみ通塾者（タイプ①）の場合と同様、良好なほど支出額は少ない。

### 小括

以上から通塾状況別の学校外教育費の規定要因について見えるのは以下の点である。なお、ここでは各タイプに共通に影響を与えていた地域ダミーや親学歴以外に影響を与えている変数の傾向を読み取る。

まず、学習系のみ通塾者（タイプ①）は、学習系のみに集中的に投資をしている層とも言えるが、こうした投資は子どもの性別が男子であったり、短期大学・四年制大学といった教育段階への進学を期待していたり、経済的ゆとりがあったりする場合、増額する。また、このタイプでは、学校での受験指導に対して不満を抱いていると支出額が増えるが、子どもの成績が良ければ投資の必要性が低いため支出は抑制される。

次に、学習系・非学習系両方の通塾者（タイプ②）は、表 3 で確認したように最も学校外教育費を多くかける層であるが、そもそも経済的に豊かな層であるためか経済的ゆとりの認識が支出の多寡に影響を与えない。また、進学期待に対してもより高い教育段階を期待するからといって増額するわけではない。1 日あたりの家庭学習時間は長いほど支出が抑制されるが、これは学習系・非学習系両方の塾・習い事をするという多忙な状況下で時間が投資制約になっている可能性がある。

最後に、非学習系のみ通塾者（タイプ③）は、表 3 で確認したように最も学校外教育費に支出しない層であるが、母職がパート・フリーであると減額されるといったように、家庭の社会経済的地位は相対的に高くない様子が推察される。このタイプは、学習に関連しない習い事のみを行っている層であるものの、進学期待によって学校外教育費が増加する額は他のタイプに比べ大きい。将来、どこまでの教育を受けさせたいかといった進学期待が学習に関連しない習い事の支出額に影響を及ぼすという解釈が難しい結果となっている。

### 3.3 学習系の習い事・通塾をしている者全員を対象にした分析(交互作用の検討)

前項の分析では、独立変数を全て投入して検討したが、本項では、本分析の主眼である「経済的ゆとり」と「進学期待」に着目して、交互作用効果を検討する。こうした分析を行うのは、「富（経済的ゆとり）」＋「願望（進学期待）」＝「選択（学校外教育費の支出）」というペアレントクラシーの数式について、「富（経済的ゆとり）」によって「願望（進学期待）」が学校外教育費に与える効果が異なるのかを検証するためである。表 7 は、学習系の通塾者全員（タイプ①＋タイプ②）についての結果である。「進学期待」が独立変数であり、「経済的ゆとりの有無」が調整変数である。

表 6 学校外教育費の規定要因（交互作用項あり）

－学習系の通塾者全員（タイプ①＋②）－

	非標準化係数
経済的ゆとりありダミー	909.8
進学期待_専門学校・各種学校までダミー	918.4
進学期待_短期大学までダミー	3,546.8 †
進学期待_四年制大学までダミー	4,789.1 ***
進学期待_大学院までダミー	5,243.2
進学期待_その他ダミー	2,196.3
専門・各種学校まで期待×経済的ゆとりありダミー	179.6
短大まで期待×経済的ゆとりありダミー	-2,793.0
四年制大学まで期待×経済的ゆとりありダミー	2,070.8
大学院まで期待×経済的ゆとりありダミー	6,715.2
その他まで期待×経済的ゆとりありダミー	7,512.0
定数	17,881.8 ***
調整済みR2乗	.058
F値	9.039 ***
N	1,439

重回帰分析

† p < .1, \*\*\* < .001

まず「経済的ゆとり」を見ると、統計的有意性はなく、非標準化係数を見ても910円とその他の変数と比べ相対的に小さく、経済的ゆとり単独の効果は小さいと言える。

次に「進学期待」の主効果を見ると、短期大学までダミーと、四年制大学までダミーが統計的に有意であり、経済的ゆとりのない場合、中学校・高校までで良いと考えている保護者と比べ、短期大学まで進学を希望する保護者は3,547円多く、四年制大学まで進学を希望する保護者は4,789円多く学校外教育費に支出している。

交互作用項に目を移すと、どれも統計的有意性はなく、経済的ゆとりがある場合、どの学

校段階までの進学期待を持つかによって、学校外教育費の多寡に影響を与えないことがわかる。

以上のように、経済的ゆとりがない層における進学期待は、短期大学まで進学を期待する場合と、四年制大学まで進学を期待する場合において、学校外教育費を高めている。

#### 4. おわりに

本分析で明らかになったことは3点である。

第一は、習い事・塾に通うか否かは、進学期待、経済的ゆとりの認識、親学歴、母職、学校での成績、居住地域（東京であるか否か）が規定しており、とりわけ進学期待のオッズ比が高いことである。この結果から、習い事・塾に通うか否かといった「選択」には、親学歴、経済的ゆとりの認識といった保護者の社会経済的地位以上に、保護者の進学に対する「願望」が影響を与えていることがわかる。

第二は、学校外教育費の規定要因であり、とりわけ経済的ゆとりの影響力である。居住地域、親学歴とともに、経済的ゆとりの認識は、学習系の習い事・塾に通う者には規定力を持つが、非学習系の習い事・塾に通う者にはこれらは規定力を持たないことである。つまり、先行研究が指摘するように、親学歴、富、教育期待の規定力の強さは学習系の習い事・塾に通う者については確認できたが、非学習系のみ通塾する層や、学習系・非学習系両方の塾・習い事に通うハイパーな層には効かないことがわかった。

第三は、経済的ゆとりがない層において、短期大学や四年制大学までの進学期待は学校外教育費を高めることである。分析では、「富（経済的ゆとり）」＋「願望（進学期待）」＝「選択（学校外教育費の支出）」のペアレントクラシーの数式について、「富（経済的ゆとり）」によって「願望（進学期待）」が学校外教育費に与える効果が異なるのかについて、交互作用項を用いて検証した。結果、経済的ゆとりのない層においては短期大学までや四年制大学までの進学期待を持つことは学校外教育費を高める要因となっていたが、逆に、経済的ゆとりのある層においては、進学期待が学校外教育費を高めるとは言えなかった。これは経済的ゆとりのある層では7割以上が四年制大学以上の進学期待を持っているため、進学期待による差が出にくいことが理由にあるかもしれない。

本稿によって、経済的にゆとりのある層では「願望」は学校外教育費という教育投資の多寡に効果を持たないが、ゆとりのない層では「願望」は効果をもっており、投資の多寡に影響を与えることがわかった。つまり、経済的ゆとり（＝富）のない層においてこそ、短期大学、四年制大学といったより高い学校段階の教育を受けさせたいという「願望」を保護者が抱いていることが、学校外教育に支出を行うという「選択」を行う要因となっている。経済的ゆとりのない層でこそ、「富（経済的ゆとり）」＋「願望（進学期待）」＝「選択（学校外教育費の支出）」というペアレントクラシーの数式が如実にあてはまっていると言えよう。

本分析では、学校外教育費の支出に際して、経済的ゆとりという保護者の意識がどのよう

に影響を与えるのかを考察した。経済的ゆとりはあくまで回答者の主観である。ゆとりの認識自体が、所得など客観的な変数とどれほど相関があるのか、所得に占める学校外教育費の支出がどれほどになると経済的に苦しく感じられるのかといった点は、本研究では検討できていない。今後は、経済的ゆとりの認識と家計の客観的状況を併せた分析を行いたい。

#### [注]

- 1) 本稿における「学校外教育費」とは、学校での費用を除いた習い事、通信教育、塾、レッスンにあてる費用を指しており、文部科学省が行う『子どもの学習費調査』における「学校外活動費」とは異なっている。ちなみに、「学校外活動費」は、補助学習費及びその他の学校外活動費の合計と定義されており、本稿の「学校外教育費」よりも幅広い領域をカバーしている。本稿における「学校外教育費」は、「学校外活動費」の分類に沿えば、補助学習費のうちの家庭教師費等と学習塾費、学校外活動費のうちの芸術文化活動、スポーツ・レクリエーション活動、教養・その他に該当する。
- 2) 選択肢は以下のとおり。1. 2,500円未満/2. 2,500円～5,000円未満/3. 5,000円～10,000円未満/4. 10,000円～15,000円未満/5. 15,000円～20,000円未満/6. 20,000円～30,000円未満/7. 30,000円～40,000円未満/8. 40,000円～50,000円未満/9. 50,000円～60,000円未満/10. 60,000円以上。
- 3) 「学校外の教育費用の負担をどのようにお感じになりますか」という問いに対する5件法（1=かなり負担を感じる、2=やや負担を感じる、3=少し負担を感じる、4=あまり負担を感じない、5=まったく負担を感じない）に対し、1を5に、2を4に、4を2に、5を1にというように、負担を感じるほど数字が大きくなるよう逆転リコードした。
- 4) 都村（2008, 前掲論文）は、本分析で用いた調査と同じ調査の2008年データ（『学校教育に対する保護者の意識調査2008』）を用いて、中学2年生の学校外教育費の平均額をタイプ別に算出している。最も高いのは「塾+習い事」で26,625円、次は「塾のみ」で20,491円、最も低いのは「習い事のみ」で10,211円であった。

#### [謝辞]

〔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「学校教育に対する保護者の意識調査、2012」（ベネッセ教育総合研究所）の個票データの提供を受けました。ありがとうございました。

#### [参考文献]

- フィリップ・ブラウン訳,2005,「文化資本と社会的排除——教育・雇用・労働市場における最近の傾向に関するいくつかの考察」A・Hハルゼー他編（住田他編訳）『教育社会学 第三のソリューション』九州大学出版会,pp.597-622.
- 蟹江教子,2013,「児童生徒の進路選択と学校外教育」『JELS 第16集 再分析論文集(4)』お茶の水女子大学 JELS 事務局,pp.9-16.
- 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』岩波書店.
- 耳塚寛明,2007a,「児童の学力を左右する『社会的背景』とは？」『NEW 教育とコンピュータ』2007

年 2 月号,学習研究社.

(<http://www.gakken.co.jp/kyouikusouken/edu/series/11/index.html>)

——,2007b,「小学校学力格差に挑む——誰が学力を獲得するのか」『教育社会学研究』第 80 集,pp.23-38.

——編著,2014「学力格差の社会学」『教育格差の社会学』有斐閣,pp.1-24.

垂見裕子,2011,「学校外学習の学年間比較」『JELS 第 14 集 A エリア Wave3 調査報告』お茶の水女子大学 JELS 事務局,pp.21-27.

都村聞人,2008,「第 4 章 保護者は小・中学生の学校外教育費をどのように支出しているか」『朝日新聞社共同調査・東京大学共同研究「学校教育に対する保護者の意識調査 2008」』, pp.70-80. <http://berd.benesse.jp/shotouchutou/research/detail1.php?id=3270>

# 2000年代以降の母親の教育意識とその時代的变化

齊藤 知洋

(東北大学大学院)

本稿の目的は、2000年代以降に中学生2年生を持つ母親の学校教育に対する教育意識とその時代的变化を検討することである。具体的には、母親の学校教育の取り組みに対する満足感を潜在クラス分析によって類型化した。分析の結果、得られた知見は主に3点である。第1に、母親の教育意識は(1)学校満足型、(2)学校一部満足型(2タイプ)、(3)学校不満型の計5タイプに区分された。第2に、近年ほど学校満足型が増加する一方で、学校不満型は減少傾向にある。第3に、母親の教育意識と出身階層の間には関連がみられ、社会経済的地位が高い親ほど学校教育に対して肯定的な評価を抱く傾向にあった。ただし、高い教育アスピレーションは学校不満型への所属確率を高めていた。

## 1. 問題の所在と問題関心

本稿の目的は、2000年代以降の学校教育に対する保護者の教育意識の構造とその時代的变化を記述することである。具体的には、中学2年生の母親に焦点をあて、公立学校に対する母親の意識パターンを類型化する。そのうえで、母親の意識構造が出身階層や子どもの基本属性とどのように関連しているかを明らかにする。

現代の日本社会が「学歴社会」と呼ばれて久しい。学歴社会とは、一般的に人々が将来獲得する社会経済的地位が本人の学歴によって規定される程度が大きい社会を指す。業績主義に基づく社会的地位の配分が正当化された社会では、学歴は個人の能力を表す一つのシグナルとして人々の社会移動を促進する。実際に、日本は1960年代以降に急速な高学歴化を経験し、2000年代半ばには高等教育進学率が男女ともに50%を超えた(文部科学省2014)。そして、近年の産業構造や雇用状況の変化に伴う「格差社会」論(橘木2006)の台頭は、高い学歴を得ることの重要性を人々に認識させている。

従来の社会階層論の諸研究は、出身家庭の階層的背景と到達学歴の間には関連が認められ、両者の関連は現在でも安定的に推移していることを繰り返し指摘してきた(Shavit and Blossfeld eds. 1993; 荒牧2000)。人々の教育達成における階層間格差を説明するアプローチは数多く存在するが、その一つとして家族の文化的環境による要因が挙げられる。たとえば、Breen and Goldthorpe(1997)が提唱した相対的リスク回避仮説は、親やその子どもは出身階層と同等またはそれ以上の学歴や職業的地位を獲得することを期待し、その実現に見合った合理的行動を取ると主張する。教育達成についていえば、社会的地位が高い親ほど進学塾や家庭教師などの学校外教育投資を行い、子どもを私立学校や上位大学に進学するよう促す(都村ほか2011)。他にも、親が子どもの教育に対する日常的な関わり(parental involvement)

が子どものアウトカムに及ぼす重要性を指摘する研究もみられる (McNeal 1999; 本田 2008). これらはいずれも、親が抱く教育に関する価値観やそれに基づく行動が、子どもの教育達成に重要な意味を持つことを強調している。

このような子どもの教育達成を方向付ける保護者の教育意識のなかには、子どもへの進学期待の他にも、学校教育に対する信頼や満足感も含まれる。2000年代における公教育を取りまく環境は大きく変化している。具体的には、2002年度より開始した完全週5日制や学習指導要領改訂に伴う学習内容の削減は、子どもの学力低下への危機感をもたらした。学力低下論に加えて、近年では「モンスターペアレント」や「保護者クレーム」といった学校教育に対して不信を抱く保護者の意識やその対応に大きな関心が寄せられている。他にも、従来から指摘されてきた教育病理の諸問題（いじめ・不登校・校内暴力）がマスメディアを通じて取り上げられることで、公立学校の運営体制について批判的に論じられてきた（小針 2008）。こうした学校制度や教育政策、学校成員（教師・児童・生徒など）に対する不信の増大は、教育戦略の1つとして学校外教育投資の増加（西村 2006）や進学実績の高い私立学校の受験競争（橘木・八木 2009）へと人々を駆り立てるだろう。しかし、これらの資源へのアクセス機会は全ての家庭に開かれてはおらず、相対的に経済的資源に恵まれた家庭ほど有利な立場にある（都村ほか 2011）。そのため、公立学校への不信感は社会的帰結として出身階層間の教育達成格差を拡大させる可能性があるだろう。また、全ての階層の保護者が一概に学校教育に対して共通の肯定的・否定的意見を持っているとは限らず、その意識パターンも所属する階層間で大きく異なることが考えられる。

そこで生まれる問いは、出身階層—学校外教育へのアクセス—子どものアウトカム（学力や進学など）の関連に対して、親の学校教育に関する意識がどのように作用しているのかというものである。また、学校教育に関する諸制度は、「ゆとり教育」から「脱ゆとり教育」への転換にみられるように、動的的にめまぐるしく変化する。先行研究は一時点の横断的調査データを用いて、保護者の意識類型を検討したものが多い（小針 2008; 荒牧 2008 など）。そのため、複数の時点間で保護者の意識構造にもちがいがみられる可能性があることを留意する必要があるだろう。また、子どもの教育達成を左右する保護者の教育行動に対して、彼らが抱く公立学校の意識構造がいかなる影響を与えるのだろうか。

以上の問題関心から、本稿では階層間の教育達成格差をもたらす要因として、親の教育意識、とくに学校教育に対する満足・不信感に着目する（図 1）。先述の問いを検証するための基礎分析として、本稿では次の作業を行う。第1に、母親の教育意識のパターンが多元的であるかを検証する。第2に、母親の意識構造が過去10年間でどのように変化しているかを記述する。第3に、抽出された意識パターンを規定する出身階層の影響について分析していく。図1の分析モデルでいえば、本稿では出身階層から母親の教育意識へのパス(①)を検討することになる。今回の分析では、データの制約上、親の教育意識と子どものアウトカムについては直接的に検討することができない(図1:③)。また、本稿では、先述の3点

に分析の焦点をあてるため、他の諸変数との関連についての検討は別稿に譲ることとする。

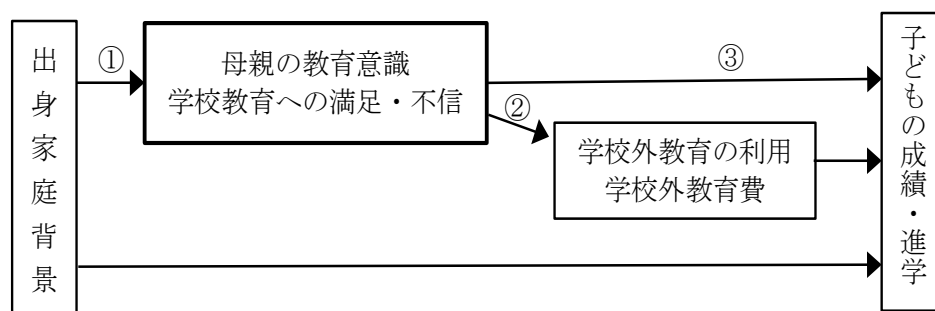


図1 分析モデル

## 2. データ・変数と分析方法

### 2.1 データ

本稿で使用するデータは、2000年代以降にベネッセ教育総合研究所と朝日新聞が共同で実施した「学校教育に対する保護者の意識調査」（以下、本データ）である。本データの調査対象は、調査時点で全国の公立の小学2年生・小学5年生・中学2年生の子どもを持つ保護者である。調査方法は、調査協力校を通じた家庭での自記式質問紙調査である。本稿の分析では、これまで3回実施された2004年・2008年・2012年度調査を合併した個票データを用いる。各調査年データの概要（調査時期・回収率など）については、表1を参照されたい。

本データの特徴は、保護者が抱いている学校教育への期待や満足度、教育改革や学校外教育に関する考えなどについて幅広く尋ねている点にある。また、経年比較が可能なように、各調査データには共通の質問項目が数多く盛り込まれている。これらの意識項目に加え、両親の学歴や家庭の暮らし向きといった出身家庭背景に関する情報も収集している。そのため、出身階層と母親の意識類型の関連とその時代的趨勢を記述するうえで、本データから得られる利点は大きい。

表1 各調査データの概要

	調査実施年		
	2004年	2008年	2012年
調査時期	2003年12月～2004年1月	2008年3月	2012年11月～2013年1月
調査対象者	全国の公立の小学2年生・小学5年生・中学2年生をもつ保護者		
調査方法	学校通しによる家庭での自記式質問紙調査(子どもを経由した配付)		
配付数	8,503	6,901	8,766
回答者	6,288	5,299	6,831
回収率 (%)	74.0	78.2	77.9
調査協力校	公立小学校：26校 公立中学校：20校	公立小学校：21校 公立中学校：19校	公立小学校：28校 公立中学校：25校
有効ケース	1,374	1,327	1,911



本稿の分析では、中学2年生の子どもを持つ母親に分析対象を限定する。そして、分析では全ての使用変数に有効回答が得られている4,612ケースの個票データを用いる。

## 2.2 変数

次に、本稿の分析で使用する変数について説明する。使用変数は、大きく(1)学校教育の取り組みに対する満足度、(2)出身階層、(3)子どもの基本属性の3種類に分けられる。

母親の学校教育に関する意識類型を析出するにあたり、「学校の取り組みに対する満足度」を尋ねた質問項目を用いる。質問項目のうち、今回の分析では全ての調査年データで尋ねられている8項目を使用する。これらの項目は、主に(1)教科・学習指導(「教科の学習指導」「学ぶ意欲を高めること」)、(2)生活指導(「社会のマナーやルールを教えること」「将来の進路や職業について考えさせること」)、(3)行事活動(「運動会などのスポーツ活動」「学芸会や音楽会などの文化活動」)、(4)学校運営(「先生たちの熱心さ」「学校の教育方針や指導状況を保護者に伝えること」)に区分できる。これらの質問文に対する回答項目は、「1.とても満足している」～「4.まったく満足していない」の4件法である。しかし、後述する分析結果の解釈を容易にするために、「満足(=1)」「不満(=0)」の二値変数となるようにリコードした。

第2に、出身階層を表す変数として、親の最終学歴、家庭の経済状況、母親の教育アスピレーションを使用する。親の最終学歴は、父親および母親について「高校以下」「短期大学・四年制大学」の二値変数をそれぞれ作成した。家庭の経済状況は、経済的にゆとりがある場合に高い値を取る連続変数(4件法)である。最後に、母親の教育アスピレーションは、将来進学させたいと考えている教育段階について「四年制大学」「大学院」と回答した者を1、それ以下の者を0とした二値変数である。

なお、子どもの基本属性を表す変数は、性別(男性=1)と学業成績の二つを用いる。子どもの学業成績は、クラス中での相対的位置を保護者が回答したものである。家庭の経済状況と同様に、子どもの学業成績が高いと考えるほど高い値を取る連続変数を作成した(5件法)。出身階層と子どもの基本属性を表す諸変数の要約統計量は、表2に示した。

## 2.3 分析方法

本稿の分析方法およびその手順は以下の3つである。第1に、学校の取り組みに対する満足度に関する顕在変数の度数分布とその時代的变化について記述する。第2に、母親の学校教育に関する意識類型を析出するために、潜在クラス分析を行う。第3に、潜在クラス分析により抽出された母親の意識類型と出身階層ならびに子どもの基本属性との関連を詳細に検討する。

表 2 要約統計量

Survey	Variables	N	Mean	S.D.	Min	Max				
2004	子性別(男子=1)	1,374	0.51	0.50	0.00	1.00				
	子どもの学業成績		3.08	1.34	1.00	5.00				
	親の最終学歴(ref.高校以下)		0.38	0.49	0.00	1.00				
	父学歴(短大・四年制大学)									
	母学歴									
	家庭の暮らし向き						2.21	0.77	1.00	4.00
	親の教育アスピレーション(ref.高校以下)									
短大・四年制大学	0.53	0.50	0.00	1.00						
2008	子性別(男子=1)	1,327	0.48	0.50	0.00	1.00				
	子どもの学業成績		3.04	1.37	1.00	5.00				
	親の最終学歴(ref.高校以下)		0.40	0.49	0.00	1.00				
	父学歴(短大・四年制大学)									
	母学歴									
	家庭の暮らし向き						2.15	0.78	1.00	4.00
	親の教育アスピレーション(ref.高校以下)									
短大・四年制大学	0.58	0.49	0.00	1.00						
2012	子性別(男子=1)	1,911	0.50	0.50	0.00	1.00				
	子どもの学業成績		3.04	1.36	1.00	5.00				
	親の最終学歴(ref.高校以下)		0.43	0.50	0.00	1.00				
	父学歴(短大・四年制大学)									
	母学歴									
	家庭の暮らし向き						2.21	0.79	1.00	4.00
	親の教育アスピレーション(ref.高校以下)									
短大・四年制大学	0.57	0.49	0.00	1.00						

ここで、潜在クラス分析を行う意義について指摘しておく。本稿の分析課題の1つは、母親の学校満足(評価)に関する意識に多様性がみられるかを検討することである。しかし、個人の意識は直接的に観測可能なものではない。さらに、個人の学校満足度を一次元的に高い(低い)と判断することは現実的ではない。母親が学校教育のどの側面に対して肯定的・否定的な評価を持つのか、そしてそのパターンを把握するためには、潜在的な意識類型を析出する必要がある。潜在クラス分析(Latent Class Analysis)は、「カテゴリーカルな観測変数の背後にカテゴリーカルな潜在変数があることを仮定して潜在構造を読み解くモデル」(三輪2009:345)である。換言すれば、観測された質的変数間の関連を潜在的なカテゴリーカル変数によって説明しようとするモデルである。この潜在クラスを抽出することで、特定のクラスに所属する確率が高い人々の観測変数に対する回答パターンを視覚的に把握することが容易となる。さらに、潜在クラス分析では各クラスの構成比率やその時代的变化、潜在クラスに対する出身階層の影響を同時に推定することができる。これらの分析手法上の利点を生かし、本稿では潜在クラス分析を用いることにする<sup>2)</sup>。

### 3. 分析結果

#### 3.1 学校満足度の時代的变化

はじめに、学校の取り組みに対する母親の満足度とその時代的推移をみていく。表3は、各質問項目に対して「とても満足している」「まあ満足している」と回答した者の割合を示している。全体の傾向として、近年になるほど学校教育に対して「満足」と回答している割合は上昇傾向にある。カイ二乗検定の結果、調査年間の回答分布のちがいは全ての顕在変数について0.1%水準で統計的に有意である。教科・学習指導に関わる「教科の学習指導」「学ぶ意欲を高めること」は、過去10年にかけて約10~15%ポイントの上昇がみられる。生活指導に関する「社会のマナーやルールを教えること」「将来の将来や職業について考えさせること」についても2004年から2012年にかけて同様の上昇傾向にある。他方、行事運営に関する「運動会などのスポーツ活動」「学芸会や音楽会などの文化活動」は、2004年時点で約8割程度の母親が「満足」と回答している。2008年および2012年では、さらにその割合は増加しており、約85~90%程度にまで達する。学校運営に関する「先生たちの教育熱心さ」「学校の教育方針や指導状況を保護者に伝えること」についても同様の傾向が看取される。これら2つの項目は、2004年時点では50%前半である一方で、2012年時点では約70%の母親が「満足」と回答している。

このように、全ての項目について母親の学校教育に対する満足率は近年ほど高まっているが、全ての中学生の子どもを持つ母親が各項目について肯定的な意見を持っているとは限らない。母親が学校教育に対して抱く満足感のパターンに多様性がみられるのか、そしてその意識類型の構成やその比率が調査年によって異なるのかという問いに対して、表3をもとに明確な答えを提示することはできない。そこで、以下では潜在クラス分析を用いてこれらの問いを詳細に検証していく。

表3 各質問項目に対する賛成率（満足度）

	調査年			(%)
	2004年	2008年	2012年	
教科の学習指導	58.4	65.5	68.1	***
学ぶ意欲を高めること	41.2	46.7	55.8	***
社会のマナーやルールを教えること	60.0	69.3	75.0	***
将来の進路や職業について考えさせること	54.1	62.3	66.2	***
運動会などのスポール活動	79.3	84.0	85.4	***
学芸会や音楽会などの文化活動	77.1	83.3	88.8	***
先生たちの熱心さ	54.5	64.3	70.6	***
学校の教育方針や指導状況を保護者に伝えること	53.2	65.4	69.7	***
N	1,374	1,327	1,911	

注:\*\*\* $p < .001$ , \*\* $p < .01$ , \* $p < .05$ , † $p < .10$

### 3.2 母親の学校満足に関する意識の類型化

母親の学校満足に関する意識類型を探索するために、表 1 の顕在変数をもとに潜在クラス分析を行った<sup>3)</sup>。本節の分析では、調査時点ごとに母親の意識類型を析出する。表 4 は、潜在クラスモデルの適合度指標を示した。尤度比統計量 ( $G^2$ ) や、情報量基準 (AIC・BIC) は、それらの値が小さいほどモデルのあてはまりが良いことを示す。尤度比検定の結果、潜在クラスの数を 1~6 と仮定したモデルは、標本データとの適合度の悪さが統計的に有意である。また、尤度比の差の検定の結果をみると、潜在クラスの数が多くなるほど、自由度の減少に比してモデルが有意に改善していることがわかる。しかし、尤度比統計量はサンプルサイズの影響を受けやすく、その規模が大きくなるほどモデル適合度に関する帰無仮説を棄却しやすくなる。さらに、抽出される潜在クラスの数が多くなるほど、クラスの実質的解釈が困難になることから、ここでは情報量基準をベースに最適な潜在クラスモデルを検討していくことにする。

2 つの情報量基準をみてみると、採択すべき最適モデルが大きく異なる。AIC をみると、潜在クラス数を 8 つとしたモデルが最も低い値を示す一方で、BIC ではクラス数を 5 つとしたモデルが採択される。本稿では、より儉約的な潜在クラスを採択することを優先して、サンプルサイズを考慮した BIC<sup>4)</sup>をもとに潜在クラスの数が 5 つであるモデルをもとに議論を進めていく<sup>5)</sup>。

表 5 は、調査年別に各クラスの構成割合と各顕在変数に対する条件付き応答確率の結果を示したものである。ここでは、潜在クラスごとに学校教育の諸側面に対して、「とても満足している」「満足している」と回答した条件付き確率を表している。

表 4 潜在クラスのモデル間比較

クラス数	$G^2$	d.f.	p-value	AIC	BIC	モデル比較	$\Delta G^2$	$\Delta$ d.f.	p-value
1	10239.08	743	.000	10287.08	10441.55	—	—	—	—
2	2458.41	716	.000	2560.41	2888.67	1	7780.67	27	.000
3	1487.39	689	.000	1643.39	2145.43	2	971.02	27	.000
4	1090.93	662	.000	1300.93	1976.76	3	396.46	27	.000
5	843.17	635	.000	1107.17	1956.78	4	247.76	27	.000
6	676.15	608	.028	994.15	2017.54	5	167.02	27	.000
7	590.64	581	.382	962.64	2159.81	6	85.51	27	.013
8	544.76	554	.602	970.76	2341.72	7	45.88	27	1.000

はじめに、条件付き応答確率をもとに抽出された 5 つの潜在クラスの特徴について記述していく。クラス 1 は、いずれの質問項目に対しても応答確率が低い。したがって、このクラスは全ての学校教育の諸側面（教科・学習指導・生活指導・行事運営など）に対して否定的な評価を持つタイプだといえる（学校不満型）。他方、クラス 2 は全ての質問項目に対して 90%以上の母親が「満足である」と回答している（学校満足型）。クラス 2 は、クラス 1 とは対照的に、学校教育に対して常に肯定的な評価を持つタイプだと特徴づけられる。その

他のクラス（クラス3～5）は、一部の質問項目に対してのみ応答確率が高く、クラス1とクラス2の中間に位置づけられる。クラス3は、行事運営に関する質問項目に対して、90%以上満足と回答しており、生徒指導および学校運営について肯定的評価を持つ確率が続いて高い（教師・行事満足型）。クラス4では、「教科の学習指導」や行事運営に関する質問項目に対して応答確率が高い（教科指導・行事満足型）。最後に、クラス5は行事運営についてのみ、肯定的評価を抱く傾向が看取される（行事満足型）。

表5 各潜在クラスの条件付き応答確率（調査年別）

調査年	クラス1 学校不満			クラス2 学校満足			クラス3 教師・行事満足		
	2004	2008	2012	2004	2008	2012	2004	2008	2012
潜在クラスの割合	0.097	0.077	0.059	0.308	0.356	0.406	0.289	0.301	0.201
各変数の条件付き応答確率									
教科の学習指導	0.089	0.132	0.067	<b>0.979</b>	<b>0.992</b>	<b>0.980</b>	0.597	0.611	0.530
学ぶ意欲を高めること	0.017	0.047	0.058	<b>0.897</b>	<b>0.925</b>	<b>0.975</b>	0.321	0.313	0.227
社会のマナーやルールを教えること	0.004	0.094	0.120	<b>0.954</b>	<b>0.970</b>	<b>0.986</b>	0.686	<b>0.768</b>	<b>0.832</b>
将来の進路や職業について考えさせること	0.009	0.020	0.092	<b>0.965</b>	<b>0.954</b>	<b>0.951</b>	0.600	0.684	0.680
運動会などのスポーツ活動	0.032	0.117	0.056	<b>0.969</b>	<b>0.974</b>	<b>0.977</b>	<b>0.992</b>	<b>0.928</b>	<b>0.971</b>
学芸会や音楽会などの文化活動	0.008	0.070	0.068	<b>0.985</b>	<b>0.982</b>	<b>0.991</b>	<b>0.916</b>	<b>0.992</b>	<b>0.979</b>
先生たちの熱心さ	0.044	0.069	0.026	<b>0.979</b>	<b>0.995</b>	<b>0.989</b>	0.580	<b>0.713</b>	<b>0.834</b>
学校の教育方針や指導状況を保護者に伝えること	0.065	0.029	0.085	<b>0.943</b>	<b>0.962</b>	<b>0.968</b>	0.599	<b>0.708</b>	<b>0.805</b>
調査年	クラス4 教科指導・行事満足			クラス5 行事満足					
	2004	2008	2012	2004	2008	2012			
潜在クラスの割合	0.091	0.073	0.156	0.220	0.193	0.177			
各変数の条件付き応答確率									
教科の学習指導	0.597	0.637	<b>0.907</b>	0.216	0.318	0.175			
学ぶ意欲を高めること	0.317	0.208	0.692	0.057	0.126	0.029			
社会のマナーやルールを教えること	0.642	0.607	0.650	0.228	0.335	0.416			
将来の進路や職業について考えさせること	0.539	0.531	0.585	0.094	0.194	0.239			
運動会などのスポーツ活動	0.190	0.489	<b>0.748</b>	<b>0.855</b>	<b>0.876</b>	<b>0.798</b>			
学芸会や音楽会などの文化活動	0.333	0.099	<b>0.754</b>	<b>0.783</b>	<b>0.893</b>	<b>0.939</b>			
先生たちの熱心さ	0.479	0.596	0.669	0.130	0.132	0.171			
学校の教育方針や指導状況を保護者に伝えること	0.345	0.654	0.562	0.144	0.253	0.278			

(注) 条件付き応答確率が0.7以上の項目を太字・斜体、0.65以上の項目を斜体で示している。

### 3.3 潜在クラスの構成割合の時代的变化

次に、抽出された潜在クラスの構成割合が2000年代以降にどのように変化してきたかをみていく。ただし、表5が示すように、各クラスの条件付き応答確率は、調査年によって異なる箇所が存在する。そのため、調査年によって抽出された潜在クラスの構造やその意味合

いにちがいがみられるかを検討する必要がある。表 6 では、条件付き応答確率について等値制約を課したモデルの適合度について示した。

表 6 等値制約付きモデルの適合度

クラス数	G <sup>2</sup>	d.f.	p-value	AIC	BIC	モデル比較	ΔG <sup>2</sup>	Δd.f.	p-value
M1: 条件付き応答確率・ 等置制約なしモデル	843.17	635	.000	1107.17	1956.78	—	—	—	—
M2: 条件付き応答確率・ 等値制約ありモデル	994.78	715	.000	1098.78	1433.48	M1	151.61	80	.000

モデル 1 (M1) は、等値制約を加えておらず、条件付き確率が調査年によって異なることを仮定したモデルである。このモデルは、表 4 のうち潜在クラスを 5 つと仮定したモデルに相当する。モデル 2 (M2) は、各クラスの条件付き確率が調査年にかかわらず等しいとする制約をかけたモデルである。BIC をもとに比較すると、モデル 1 と比べて等値制約を加えたモデル 2 の方がモデルの適合度が改善している。換言すれば、自由度を節約したより儉約的なモデルであっても、十分に潜在クラスを記述することができることを意味する。したがって、各クラスの潜在構造が調査年によって変化していないと判断する<sup>6)</sup>。表 7 は、条件付き応答確率に等値制約をかけたモデルの推定結果を示した。

表 7 各潜在クラスの構成割合と条件付き応答確率（等値制約モデル）

		クラス1	クラス2	クラス3	クラス4	クラス5
		学校不満	学校満足	教師・行事 満足	教科指導・ 行事満足	行事満足
潜在クラス の割合(%)	2004年	.145	.289	.123	.205	.239
	2008年	.091	.366	.198	.174	.170
	2012年	.060	.452	.180	.156	.151
各変数の条件付き応答確率						
	教科の学習指導	.145	<b>.971</b>	.464	<b>.837</b>	.207
	学ぶ意欲を高めること	.044	<b>.935</b>	.140	.546	.057
	社会のマナーやルール を教えること	.139	<b>.974</b>	<b>.836</b>	.605	.329
	将来の進路や職業につ いて考えさせること	.091	<b>.949</b>	.650	.587	.187
	運動会などのスポーツ 活動	.135	<b>.977</b>	<b>.937</b>	<b>.780</b>	<b>.841</b>
	学芸会や音楽会などの 文化活動	.030	<b>.989</b>	<b>.956</b>	<b>.751</b>	<b>.911</b>
	先生たちの熱心さ	.081	<b>.984</b>	<b>.715</b>	.632	.152
	学校の教育方針や指導 状況を保護者に伝える こと	.111	<b>.960</b>	<b>.787</b>	.519	.206

(注) 条件付き応答確率が0.7以上の項目を太字・斜体、0.65以上の項目を斜体で示している。

それでは、表7をもとに各潜在クラスの構成割合の時代的变化についてみていこう。2004年調査時点で最も構成割合が高いのは、クラス2（学校満足型）の28.9%である。続いてクラス5（行事満足型）とクラス4（教科指導・行事満足型）がそれぞれ23.9%、20.5%である。他方、学校教育に対して否定的な評価を持つクラス1（学校不満型）は14.5%である。クラス3（教師・行事満足型）は、それぞれ12.3%と構成割合が最も低い。

2008年および2012年にかけて、構成割合が著しく変化しているものはクラス2である。クラス2の構成割合は、2008年では38.7%、2012年では45.8%と増加傾向にある。これは、近年にかけて学校教育に対して満足感を抱く層が拡大していることを意味する。他方、「学校不満型」であるクラス1は、年々縮小傾向にあり、2012年では6.0%まで低下している。クラス1と同様に、行事活動のみに肯定的な評価を持つクラス5は、過去10年間で約10%ポイント減少している（23.9%→15.1%）。その他のクラスについては、約5~6%ポイントの増減がみられるけれども、構成割合に大きな変化は看取されない。

以上より、潜在クラスの構成比における時代的变化は、次の諸点に要約できる。第1に、近年になるほど子どもへの教科指導や生活指導、そして行事運営に至る学校教育全般に対して満足感を抱く母親の割合が大きく増加傾向にある。第2に、「学校不満」型や行事運営にのみ肯定的な評価を持つクラスに所属する層は減少傾向にある。

### 3.4 母親の学校満足意識に対する出身階層・子ども属性の影響

最後に、前節の分析によって析出された母親の学校満足の意識類型が、出身階層および子どもの基本属性との間にどのような関係にあるのかを分析する。具体的には、母親の意識類型に関する潜在クラスを従属変数とした多項ロジット潜在クラス回帰モデル（Yamaguchi 2000）を行う。ここでは、クラス2の「学校満足」型を基準カテゴリに設定したうえで、母親が学校教育に対して不満を抱く規定要因をみていく。推定結果は、表8に示した。

はじめに、意識類型が互いに対照的であるクラス1（学校不満型）とクラス2（学校満足型）を比較してみよう。注目すべきは、調査年によって母親の学校不満意識に有意な影響を及ぼす階層的要因は大きく異なる点である。家庭の暮らし向きは、2004年および2012年には負の影響を与えており、家庭の経済的状況がよいほどクラス1への所属確率が低下していることがわかる。ただし、その効果は、2008年では統計的に有意ではない。換言すれば、家計所得の効果は、2004年から2008年にかけて一時的に弱まったけれども、2012年では再び重要な規定要因として機能している。その一方で、親の最終学歴（短大・四年制大学ダミー）は2004年の母学歴を除いて統計的に有意な効果を示していない。子どもの基本属性についてみると、子どもの学業成績が調査年にかかわらず0.1%水準で有意な効果を持つ。係数の符合の向きから、子どもの学業成績が高いと判断する母親ほど学校不満型へ所属しにくい。このことは、母親が学校教育に対して肯定的な考えを抱く規定要因として、子どもの学業達成が重要な役割を果たすことを示唆する。ただし、子どもの性別のちがいでによって

表8 多項ロジット潜在クラス回帰モデルの推定結果

(ref. 学校満足型)		学校不満型		教師・行事満足型	
		Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
2004年	切片	0.457	0.458	0.337	0.692
	男性ダミー	0.126	0.206	-0.412	0.296
	子どもの学業成績	-0.221	0.088 *	-0.640	0.140 ***
	親最終学歴(ref.高校以下)				
	父学歴(短大・四年制大学)	0.335	0.234	0.573	0.380
	母学歴(短大・四年制大学)	-0.439	0.233 †	-0.269	0.376
	家庭の暮らし向き	-0.353	0.136 **	0.050	0.197
	教育アスピレーション(ref.高校以下)				
短期大学・四年制大学	0.541	0.243 *	0.938	0.333 **	
2008年	切片	-0.417	0.572	0.951	0.491 †
	男性ダミー	0.092	0.247	0.182	0.236
	子どもの学業成績	-0.489	0.106 ***	-0.516	0.107 ***
	親最終学歴(ref.高校以下)				
	父学歴(短大・四年制大学)	0.024	0.280	-0.658	0.268 *
	母学歴(短大・四年制大学)	-0.042	0.293	-0.386	0.259
	家庭の暮らし向き	0.148	0.159	0.171	0.155
	教育アスピレーション(ref.高校以下)				
短期大学・四年制大学	0.228	0.286	0.215	0.300	
2012年	切片	0.392	0.530	0.828	0.436 †
	男性ダミー	-0.430	0.232 †	0.090	0.192
	子どもの学業成績	-0.587	0.099 ***	-0.660	0.086 ***
	親最終学歴(ref.高校以下)				
	父学歴(短大・四年制大学)	-0.249	0.271	-0.161	0.223
	母学歴(短大・四年制大学)	0.099	0.271	-0.352	0.213 †
	家庭の暮らし向き	-0.377	0.152 *	-0.021	0.126
	教育アスピレーション(ref.高校以下)				
短期大学・四年制大学	0.665	0.267 *	0.751	0.237 **	

注:\*\*\* $p < .001$ , \*\* $p < .01$ , \* $p < .05$ , † $p < .10$



表 8 多項ロジット潜在クラス回帰モデルの推定結果 (続き)

(ref. 学校満足型)	教科指導・行事満足型		行事満足型	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
切片	-0.728	0.593	0.225	0.429
男性ダミー	-0.167	0.231	-0.379	0.183 *
子どもの学業成績	0.223	0.106 *	-0.205	0.079 *
親最終学歴(ref.高校以下)				
2004年 父学歴(短大・四年制大学)	0.016	0.271	0.013	0.207
母学歴(短大・四年制大学)	-0.362	0.274	0.135	0.219
家庭の暮らし向き	-0.032	0.152	0.019	0.117
教育アスピレーション(ref.高校以下)				
短期大学・四年制大学	-0.023	0.277	0.486	0.211 *
切片	-0.702	0.571	1.382	0.461 **
男性ダミー	-0.244	0.241	-0.665	0.205 **
子どもの学業成績	-0.003	0.112	-0.532	0.094 ***
親最終学歴(ref.高校以下)				
2008年 父学歴(短大・四年制大学)	0.372	0.285	0.209	0.248
母学歴(短大・四年制大学)	-0.427	0.274	-0.681	0.237 **
家庭の暮らし向き	0.090	0.166	-0.192	0.141
教育アスピレーション(ref.高校以下)				
短期大学・四年制大学	-0.101	0.314	0.816	0.253 **
切片	-1.723	0.543 **	0.536	0.416
男性ダミー	-0.287	0.204	-0.040	0.169
子どもの学業成績	0.169	0.103 †	-0.406	0.075 ***
親最終学歴(ref.高校以下)				
2012年 父学歴(短大・四年制大学)	-0.075	0.236	-0.370	0.195 †
母学歴(短大・四年制大学)	0.206	0.225	0.348	0.200 †
家庭の暮らし向き	-0.054	0.133	-0.275	0.112 *
教育アスピレーション(ref.高校以下)				
短期大学・四年制大学	0.401	0.260	0.334	0.202 †

注:\*\*\* $p < .001$ , \*\* $p < .01$ , \* $p < .05$ , † $p < .10$

クラス 1 とクラス 2 の所属確率に大きな差異は看取されない。一方、家庭の暮らし向きや子どもの学業成績と並んで、クラス 1 への所属に影響を与えているのは、母親の教育アスピレーションである。教育アスピレーションは、2004 年と 2012 年時点で、統計的に正の効果を与えている。すなわち、将来子どもに期待する到達学歴が高い母親ほど、学校不満型に所属する可能性が高まる。

次に、学校教育に対して部分的に肯定している意識類型（教師・行事満足型、教科指導・行事満足型、行事満足型）への所属に影響を及ぼす要因についてみていく。各意識類型の結果をみると、調査年によって有意な効果を持つ要因が大きく異なる。全ての独立変数のなかで複数の意識類型に安定的な影響を与え続けているものは、子どもの学業成績である。子どもの学業成績は、「教師・行事満足」型と「行事満足」型への所属確率を低下させる効果を

持つ。これら2つのクラスは、ともに学習指導および学校運営（教師）に関する質問項目に対する肯定的な応答確率が低い。これを踏まえると、学習指導や教師については不満を抱いているが、生活指導や行事運営の面については肯定的であるクラスへの所属は、子どもの学業成績によって左右されることがわかる。なお、教育アスピレーションは「学校不満」型と同様に、「行事満足」型や「教師・行事満足」型への所属確率を高めている。この結果は、教育アスピレーションが高い母親ほど、教科学習指導に対して否定的な評価を抱く一方で、それ以外の学校運営について肯定的である意識類型への所属確率が高いことを示す。

#### 4. 結論

本稿では、学校教育に対する母親の満足度が2000年代以降にどのように推移してきたのか、そして母親の教育意識が出身階層とどのような関連にあるのかを記述することを目的に分析を進めてきた。具体的には、潜在クラス分析をもとに（1）母親の学校教育満足に関する意識の類型化、（2）その意識類型の過去10年間の時代的推移、（3）潜在クラスの所属確率に対する出身階層と子どもの基本属性の影響力を実証的に分析した。

潜在クラス分析によって得られた主要な分析結果は、以下の3点に要約できる。第1に、母親の学校満足に関する意識は大きく5つに類型化された。そのうち、教科・学習指導や生活指導、行事運営などの全ての項目について肯定的な評価を持つクラスが最も構成割合が高い。他方、学校教育に対して全面的に不満・不信を抱いているクラスは約1割程度に過ぎない。その他3つのクラスは、学校教育に対して部分的に満足感を抱いている層であった。それらの特徴として、子どもの社会性形成に関連する教育活動（社会マナーの指導や将来の職業意識など）や運動会や音楽会などの行事運営に対して肯定的な評価を持つクラスがほとんどであった。逆にいえば、これらのクラスのなかで子どもの教科学習指導や教師の熱心さに対して満足感を抱く母親は少数派であることを意味する。これらの結果は、一次元上の軸に学校教育に対して満足度が高い（低い）と母親の教育意識を位置づけることが困難であることを示唆するものである。

第2に、近年ほど学校満足型の潜在クラスの構成割合が増加傾向にある一方で、学校不満型に属する母親の割合は減少していた。近年では、「モンスターペアレント」をはじめとする現行の学校教育に対して不信を抱く保護者に焦点があてられることが多くなった。しかし、今回の分析からはむしろ、そのような学校不満層は全体として減少傾向にあることを指摘できる。

第3に、抽出された潜在クラスへの所属を規定する要因として出身階層と子どもの基本属性が影響を与えていた。具体的には、家庭の暮らし向きが高く、子どもの学業成績がよいほど学校満足型に所属する確率が高い。ただし、親の最終学歴や子どもの性別は相対的に強い規定力を持たなかった。換言すれば、学校教育に対して不信を強く訴える傾向にあるのは、

低所得であり、子どもの学力不振がみられる低階層の母親であることを意味する。その一方で、母親が抱く教育アスピレーションは、学校満足層と比較して学校不満層または一部満足層への所属を誘引していた。出身階層が高い親ほど、子どもに対して高い教育達成を願望・期待する傾向にあることは周知の事実である (Sewell et al. 1970)。学校教育に対する満足意識に対して出身階層は正の効果を示す一方で、親の教育アスピレーションは負の効果を与えていた。その要因として、ペーパーテストに基づく入試選抜制度が考えられる。子どもの学力水準によって上級学校への進学が規定される程度が高い場合、家庭教育や進学塾などの学校外教育への投資行動が増えることは容易に想像ができる。その場合、受験教育を主とする子どもへの学習指導は学校教育ではなく、家庭教師や進学塾に期待・委託する可能性がある。表 8 によると、教育アスピレーションは学校不満型や学習指導を除く他の学校運営に対して高い満足感を示すクラスへの所属確率を高めていた。つまり、社会経済的地位が高い家庭ほど学校教育に満足する一方で、そうした家庭でみられる高い進学期待は子どもの学力形成を学校外教育に求める傾向をもたらすのかもしれない。

本稿の分析を通じて、2000 年代に中学生の子どもを持つ母親の学校満足の意識類型とその時代的变化を大きく記述する作業はある程度達成した。もちろん、子どもの教育段階や通学する学校の種類、居住地域などによって保護者の意識構造が異なる可能性は十分にある。今後はそれらの要因を考慮した分析モデルや他の社会調査データを用いた追試が求められる。

さらに、本分析によって生じた新たな課題は、学校教育に対する意識構造と家庭の教育戦略や子どものアウトカム（学力・進学などの教育達成）との関連を読み解くことである。たとえば、学校外教育の利用や子どもの受験行動は、親が抱く教育意識が少なからず関連している (都村ほか 2011)。そして、母親の学校教育に対する意識の様相は、出身階層によって異なることが明らかになった。出身階層間の教育達成格差を解明する一つの切り口として、親の教育意識や教育行動の関連が所属階層によってどのように異なるかを検討することがより有効であると考えられる。

#### [注]

- 1) 潜在クラス分析については、McCutcheon (1987) や三輪 (2009) などを参照した。
- 2) 潜在クラス分析と同様に、潜在する意識類型を抽出する方法として因子分析 (factor analysis) が挙げられる。因子分析の場合、潜在変数における個人の相対的位置は連続量である因子得点によって表される。そして、推定された因子得点を従属変数とした回帰分析を行うことで、潜在変数に対する独立変数の影響を検討することができる。しかし、因子分析では人々の意識が一次元の軸上に縮約されるため、個人の回答パターンという質的情報を扱うには不向きである。これらの点を考慮して、本分析では潜在クラス分析を採用した。この点については、藤原ほか (2012) による解説が詳しい。
- 3) 潜在クラスの分析では、統計ソフトウェア Stata12.0 を用いた。また、潜在クラスの

推定では、ペンシルベニア州立大学附属 the Methodology Center が無料配布している“LCA Stata Plugin”を使用した (<http://methodology.psu.edu/downloads/lcastata>, 2014年8月15日アクセス).

- BIC は、 $G^2 - \log_e(N) \times df$ , AIC は、 $G^2 - 2 \times df$ でそれぞれ計算される。G<sup>2</sup>は尤度比統計量、Nは有効サンプルサイズ、dfは自由度を示す。
- 4) 全ての調査年で潜在クラスの数が5つであることを仮定したモデルが最適であることを確認している。
  - 6) 他方、尤度比の差の検定の結果は、これら2つのモデルは潜在構造について統計的に有意な差異があることを示す。ただし、情報量基準より今回はよりシンプルなモデルM2(等値制約を課したモデル)でも解釈に大きな問題はないと判断する。この点については、今後の課題とする。

### [謝辞]

本稿の分析にあたり、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「学校教育に対する保護者の意識調査, 2003」, 「学校教育に対する保護者の意識調査, 2008」, 「学校教育に対する保護者の意識調査, 2012」(寄託: ベネッセ教育総合研究所)の個票データの提供を受けました。

また、二次分析研究会参加者の皆様と成果報告会コメンテーターの有田伸先生(東京大学社会科学研究所・教授)には、大変有益なご助言を頂きました。ここに記して感謝申し上げます。

### [参考文献]

- 荒牧草平, 2000, 「教育機会の格差は縮小したか——教育環境の変化と出身階層間格差」近藤博之編『日本の階層システム3 戦後日本の教育社会』東京大学出版会, 15-36.
- , 2008, 「教育熱心の過剰と学校不信」, 朝日新聞社共同調査・東京大学共同研究『学校教育に対する保護者の意識調査 2008 報告書』, 95-105.
- Breen, Richard and J. H. Goldthorpe, 1997, “Explaining Educational Differentials: Towards a Formal Rational Action Theory,” *Rationality and Society* 9: 207-305.
- 藤原翔・伊藤理史・谷岡謙, 2012, 「潜在クラス分析を用いた計量社会的アプローチ——地位の非一貫性, 格差意識, 権威主義的伝統主義を例に」『年報人間科学』33: 43-68.
- 本田由紀, 2008, 『「家庭教育」の隘路——子育てに脅迫される母親たち』頸草書房.
- 小針誠, 2008, 「公立学校不信の構造——国立・私立小学校の選択行動に見る公立学校の「脱出」(exit)と「意思表示」(voice)」『同志社大学学術研究年報』59: 107-18.
- McCutcheon, Allan L., 1987, *Latent Class Analysis*, Newbury Park, CA: Sage.
- McNeal, Ralph B., 1999, “Parental Involvement as Social Capital: Differential Effectiveness on Science Achievement, Truancy, and Dropping Out,” *Social Forces*, 78(1): 117-44.
- 三輪哲, 2009, 「潜在クラス入門」『理論と方法』24(2): 345-56.
- 文部科学省, 2014, 「学校基本調査(平成26年度)」, (2014年12月28日取得, <http://www.e->

stat.go.jp/SG1/estat/GL08020101.do?\_toGL08020101\_&tstatCode=000001011528&requestSender=dsearch) .

西村幹子, 2006, 「ゆとり教育下における私立中学生の親の態度と行動分析」『大學教育研究』14: 1-17.

Sewell, W. H., A. O. Haller and G. W. Ohlendorf, 1970, “The Educational and Early Occupational Attainment Process: Replication and Revision,” *American Sociological Review* 35(6): 1014-27.

Shavit, Y., and H. P. Blossfeld, eds., 1993, *Persistent Inequality: Changing Educational Stratification in Thirteen Countries*, Boulder, Colo.: Westview Press

橘木俊詔, 2006, 『格差社会——何が問題なのか』岩波書店.

橘木俊詔・八木匡, 2009, 『教育と格差——なぜ人はブランド校を目指すのか』日本評論社.

都村聞人・西丸良一・織田輝哉, 2011, 「教育投資の規定要因と効果——学校外教育と私立中学進学を中心に」佐藤嘉倫・尾嶋史章編『現代の階層社会 1 格差と多様性』, 267-80.

Yamaguchi, Kazuo, 2000, “Multinomial Logit Latent-Class Regression Models: An Analysis of the Predictors of Gender-Role Attitudes among Japanese Women.” *American Journal of Sociology*, 105(6):1702-40.

# なぜ「所得差による教育の不平等」を容認するのか —学校外教育への投資行動が保護者の意識に与える影響の分析から—

前田 麦穂

(東京大学大学院)

本稿の目的は、保護者による学校外教育への投資行動が「所得差による教育の不平等」を容認する意識に与える影響を明らかにすることである。検証するのは以下の仮説である。

(1) 学校外教育に多く投資するほど、「所得差による教育の不平等」を容認しやすくなる。

(2) 学校外教育に多く投資するほど「所得差による教育の不平等」を容認しやすくなるが、学校外教育費に対する負担感が大きい場合には、その効果が弱まる。すなわち、学校外教育への投資行動とそれへの負担感は、「所得差による教育の不平等」に対して負の交互作用を持つ。

公立小学生・中学生の母親について、2008年・2012年のデータを用いて同一のモデルによって「所得差による教育の不平等」容認の規定要因を探った。分析の結果、仮説(1)はおおむね支持された。仮説(2)は両年とも中学生の母親では支持されたが、小学生の母親では支持されなかった。学校外教育への投資が多いほど出身階層による教育機会の不平等を容認するようになるという結果は、教育費負担をめぐる日本固有の政策的・制度的な問題があることを示唆している。

## 1 問題の所在

本稿の目的は、保護者による学校外教育への投資行動が「所得差による教育の不平等」を容認する意識に与える影響を明らかにすることである。

2013年春、朝日新聞1面に「公立小中の親、教育格差6割容認」という文句が踊った(朝日新聞2013年3月21日朝刊1面)。記事によれば、2012年11月～2013年1月に実施された「学校教育に対する保護者の意識調査」(Benesse教育研究開発センター・朝日新聞共同調査)において、「所得の多い家庭の子どものほうが、よりよい教育を受けられる傾向」に「やむをえない」と答える保護者は、2008年3月実施の同調査から12.8ポイント上昇し52.8%となり、一方で「問題だ」と答える保護者は14.2ポイント下落して39.1%となった。

この結果は、2008年から2012年にかけての社会意識における変化の傾向とも一致している。東京大学社会科学研究所の「働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査(JLPS)」では、「日本社会の所得格差は大きすぎる」と答える比率は2008年には69%だったが、2012年には56%に低下していることが報告されている(石田・有田・田辺・大島2013: 6)。しかしこの間には実際の所得格差は目立って改善されてはならず、「人々の格差感の希薄化は、実際の社会の変化を反映したものではなく、『格差問題に対する社会全般での関心の弱まり』などによって生じたもの」だと指摘されている(同: 1)。JLPSの知見を踏まえれば、「所得

差による教育の不平等」を容認する意識にも、「格差感の希薄化」と関連した社会意識のトレンドの変化が認められる。

この「所得差による教育の不平等」容認の背後にはどのような意識のメカニズムが働いているのだろうか。まず質問文を確認すると、以下の通りである。

**所得の多い家庭の子どものほうが、よりよい教育を受けられる傾向があるとされます。こうした傾向について、あなたはどのように思いますか。**

**(当然だ／問題だ／やむをえない で回答)**

「所得の多い家庭」を出身階層と読み替え、「よりよい教育を受けられる」を仮に「教育機会の獲得」と読み替えるならば、両者をつなぐリンクの一つは家庭の私費負担による教育投資だと考えられる<sup>り</sup>。両年のデータの調査対象となっているのは公立小学生・中学生の保護者であるため、私費負担となる対象は高等教育の場合のように授業料や下宿のための生活費等ではない。公立小学生・中学生保護者の教育投資の手段となっているのは、その多くが学校外教育だと考えられる。言うまでもなく、学校外教育は家庭の私費負担に応じて教育サービスが提供される領域である。

片岡(2001)は、学校外教育は高学歴の親が採用する投資戦略であることを明らかにしている(片岡 2001:267)。多くの私費負担をする家庭からしてみれば、負担に応じて受けられるサービスに差が生まれること、またそれによって教育機会獲得に不平等が生まれることは積極的に肯定される事態だろう。それはすなわち、投資に見合った分の収益を望むというごく単純な心情によって支えられたものだと考えられる。学校外教育への投資行動が、「所得差による教育の不平等」を容認する意識に影響を与えるのではないだろうか。これが本稿のリサーチクエスションである。

公立小学生・中学生の保護者の学校外教育への投資行動の概況を確認するため、文部科学省による「子供の学習費調査」の公立小2・小5・中2の調査結果を参照する(表1)。2008年度から2012年度にかけて学校外活動費における補助学習費は、小学2年生では減少する一方で、小学5年生と中学2年生では増加している。しかし、いずれも数千円単位の増減であり、2008年から2012年にかけて、学校外教育への投資行動をめぐる状況が劇的に変化しているとはいえない。

表1 学年別の学校外活動費（単位：円）

	補助学習費		その他の 学校外活動費	
	2008年	2012年	2008年	2012年
公立小2	52,549	50,128	129,120	126,234
公立小5	98,442	103,527	116,877	117,739
公立中2	199,207	204,275	59,635	59,562

注：2008年度・2012年度「子供の学習費調査」（文部科学省）より筆者作成

補助学習費＝家庭内学習費、家庭教師費等、学習塾費、その他

その他の学校外活動費＝体験・地域活動、芸術文化活動、スポーツ・レクリエーション活動、教養・その他

## 2 仮説とデータ・変数

### 2.1 仮説

本節では本稿の仮説を提示する。

学校外教育への投資行動が、「所得差による教育の不平等」を容認する意識に影響を与えるのではないかというのが、本稿のリサーチクエスションである。前述したように投資に見合う収益を望むという意識のメカニズムから、学校外教育費により多く投資するほど、「所得差による教育の不平等」を容認しやすくなるという関係が予測される。

しかし、多く投資を行っていてもそれに対する負担感が大きい場合には、やや異なる関係が予想される。あまりに負担感が大きければ、収益を回収したいと考えるよりは投資が要求される状況そのものに否定的な感情を抱くようになる、すなわち「所得差による教育の不平等」を容認しづらくなると考えられる。よって本稿の仮説は以下の通りである<sup>2)</sup>。

(1) 学校外教育に多く投資するほど、「所得差による教育の不平等」を容認しやすくなる。

(2) 学校外教育に多く投資するほど「所得差による教育の不平等」を容認しやすくなるが、学校外教育費に対する負担感が大きい場合には、その効果が弱まる。すなわち、学校外教育への投資行動とそれへの負担感は、「所得差による教育の不平等」に対して負の交互作用を持つ。

### 2.2 データの概要

分析に使用するデータは以下のとおりである（Benesse 教育総合研究所 2013, 2014）。

① 朝日新聞社共同調査・東京大学共同研究「学校教育に対する保護者の意識調査 2008」（ベネッセ教育総合研究所）

[調査方法] 学校通しによる家庭での自記式質問紙調査（子どもを経由した配布・回収）

[調査時期] 2008年3月

[調査対象] 全国の小2生、小5生、中2生をもつ保護者 5,399名（配布数 6,901名、回収



率 78.2%)

② Benesse 教育研究開発センター・朝日新聞社共同調査「学校教育に対する保護者の意識調査 2012」(ベネッセ教育総合研究所)

[調査方法] 学校通しによる家庭での自記式質問紙調査(子どもを経由した配布・回収)

[調査時期] 2012 年 11 月～2013 年 1 月

[調査対象] 全国の公立の小 2 生、小 5 生、中 2 生をもつ保護者 6,831 人(配布数 8,766 人、回収率 77.9%)

本稿では回答者が母親であるサンプルを使用する(回答者が母親である割合は 2008 年: 90.2%、2012 年: 91.1%)。また、本データは公立小・中学校の保護者をその対象とするが、小学生と中学生では母集団の性質が異なる。公立小学校の中には中学受験をする層が一定の割合で含まれるが、公立中学校は中学受験をして国・私立中学などに進学した層を含まないという違いがある。このため、本稿では「小学生母」と「中学生母」に分けて分析を行う。

### 2.3 従属変数

分析方法は多項ロジット分析を使用する。「所得差による教育の不平等」の容認に焦点を当てるため、従属変数は「問題だ」を基準として設定し、「当然だ」と「やむをえない」の選択肢それぞれについて規定要因を検討する。選択肢「当然だ」については不平等の全面的容認として、選択肢「やむをえない」については不平等の消極的容認として位置づけ、それぞれが質的に異なる意識を示すものとして分析を行う。

分析で使用するサンプルにおける従属変数の分布を確認すると、以下の通りである(図 1、図 2、図 3)。いずれもクロスセクショナルなデータであるため、厳密な経年変化を読み取ることはできない。しかし 2008 年から 2012 年にかけて、いずれの学年においても「問題だ」が減少し、「やむをえない」が増加していることが確認できる。

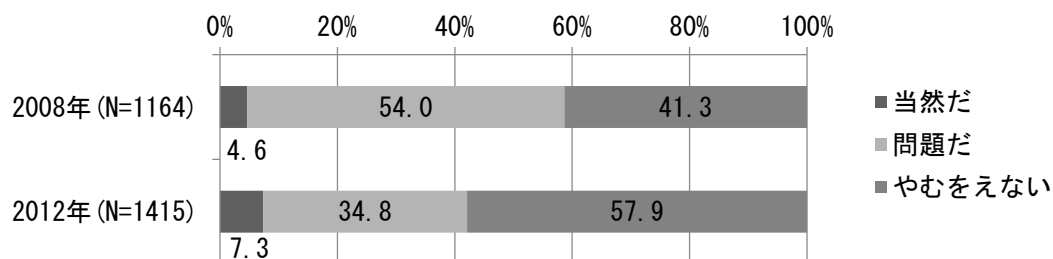


図 1 「所得差による教育の不平等」の分布(小 2 母) 単位: %

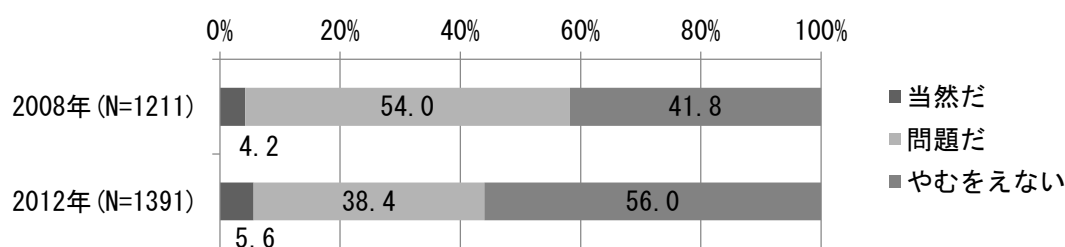


図2 「所得差による教育の不平等」の分布（小5母）単位：%

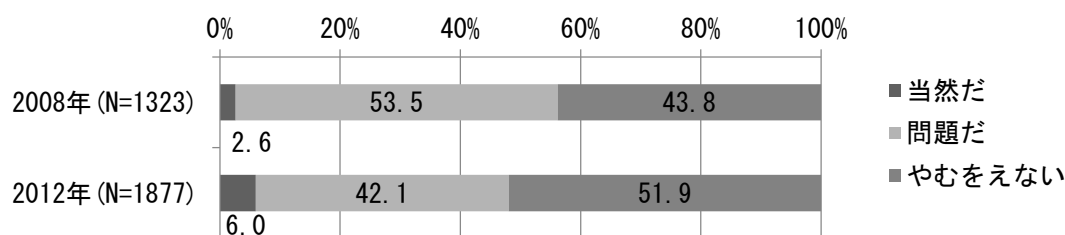


図3 「所得差による教育の不平等」の分布（中2母）単位：%

## 2.4 独立変数

以下では、分析に使用する独立変数について述べる。

まず基本的な属性変数として母親（分析対象者）の年齢を投入する。また子どもの学年を統制するため、小学生の母親のみ、小学5年生の母親かどうかをダミー変数で投入する。

家庭における子育てや学校教育戦略を規定するものとしては、母親が大卒・短大卒であるかどうか重要であることが指摘されている（吉川 2009）。そのため母親とともに、補足的な情報として父親（分析対象者の配偶者）が大卒・短大卒であるかどうかをダミー変数にして統制する。さらに家庭の経済状況の代理的な指標として、経済的ゆとり<sup>3)</sup>の主観的評価を使用する。

また子どもに対する教育アスピレーションを示すものとして、子どもに四年制大学以上（四年制大学+大学院）の進学を希望するかどうかをダミー変数で投入する。

なお小学生については、中学受験という選択が教育リスク回避という高学歴の母親による教育戦略であることが明らかにされている（片岡 2009）。そのため、中学受験をする予定かどうかをダミー変数で投入する。

本稿が注目する学校外教育費への投資行動を、子ども1人あたりの1か月にかかる学校外教育費として投入する。学校外教育費の分布は以下の通りである（図4、図5）。

分析に際しては交互作用項の解釈を容易にするため、平均値を引いて中心化したものをを用いる。仮説(2)を検証するために中心化した学校外教育費（係数は、負担感が平均値のときの学校外教育費の効果を意味する）と、負担感（逆転処理した後に中心化）の交互作用項を投入し、また負担感の主効果（係数は、学校外教育費が平均値のときの負担感の効果を意味

する)を逆転処理後に中心化して投入する。

分析に使用する変数の記述統計量は以下の通りである(表2)。ただし、学校外教育費と学校外教育費の負担感は中心化する前の値を参考値として掲載している。

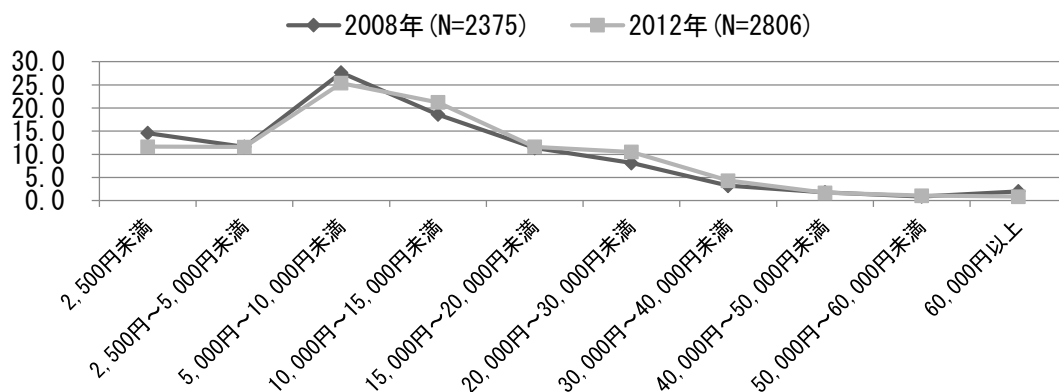


図4 学校外教育費の分布 (小学生母) 単位: %

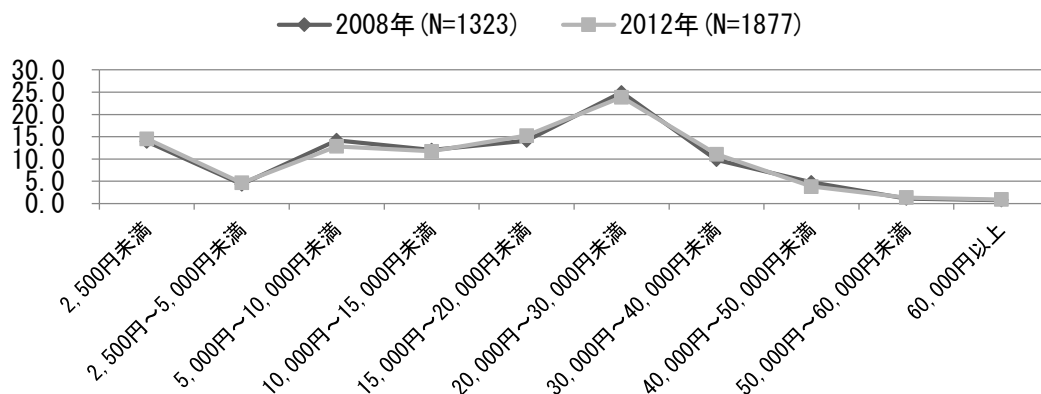


図5 学校外教育費の分布 (中学生母) 単位: %

表2 使用する変数の記述統計量

変数	小学生				中学生			
	2008 (N=2375)		2012 (N=2806)		2008 (N=1323)		2012 (N=1877)	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
小5D	0.515	—	0.495	—	—	—	—	—
母親の年齢	38.887	4.334	39.367	4.534	43.132	4.164	43.267	4.160
母大卒・短大卒D	0.361	—	0.469	—	0.367	—	0.389	—
父大卒・短大卒D	0.381	—	0.452	—	0.412	—	0.437	—
経済的ゆとり (4段階逆転)	2.233	0.777	2.296	0.781	2.190	0.767	2.229	0.775
中学受験予定D	0.099	—	0.094	—	—	—	—	—
四大以上進学希望D	0.575	—	0.609	—	0.582	—	0.571	—
学校外教育の1か月の費用 (10段階)	3.665	1.977	3.793	1.870	4.582	2.138	4.579	2.160
学校外教育費負担感 (5段階逆転)	3.140	1.141	3.148	1.114	3.434	1.220	3.454	1.206

### 3 分析

#### 3.1 小学生母

小学生の母親について、2008年と2012年データでそれぞれ分析を行った<sup>4)</sup>(表3)。以下ではmodel2において、従属変数の選択肢ごとに2008年と2012年の異同を確認する。

表3 小学生母(2008年・2012年)

従属変数 基準：問題だ 独立変数	2008年				2012年					
	model1		model2		model1		model2			
	B	SE	B	SE	B	SE	B	SE		
当然だ	定数	0.447	1.079	0.481	1.081	-0.243	0.787	-0.220	0.789	
	小5D	0.059	0.230	0.072	0.230	-0.221	0.176	-0.208	0.175	
	母年齢	-0.131	0.029	***	-0.131	0.029	***	-0.080	0.020	***
	母大卒・短大卒D	-0.159	0.247		-0.152	0.247		0.334	0.193	+
	父大卒・短大卒D	0.305	0.251		0.306	0.251		0.492	0.196	*
	経済的ゆとりR	0.498	0.163	**	0.487	0.164	**	0.513	0.125	***
	中学受験予定D	1.253	0.313	***	1.297	0.316	***	0.576	0.270	*
	四大以上進学希望D	0.863	0.280	**	0.854	0.280	**	0.071	0.203	
	1か月の学校外教育費C	0.106	0.068		0.110	0.067		0.163	0.055	**
	学校外教育費負担感RC	-0.198	0.110	+	-0.192	0.113	+	-0.329	0.086	***
	学校外教育費C×負担感RC				-0.030	0.037			-0.054	0.036
やむをえない	定数	-0.876	0.426	*	-0.862	0.426	*	-0.504	0.386	
	小5D	-0.034	0.091		-0.029	0.092		-0.157	0.086	+
	母年齢	-0.004	0.011		-0.003	0.011		0.002	0.010	
	母大卒・短大卒D	-0.042	0.104		-0.039	0.104		0.037	0.094	
	父大卒・短大卒D	0.153	0.105		0.153	0.105		0.055	0.096	
	経済的ゆとりR	0.293	0.065	***	0.287	0.065	***	0.400	0.060	***
	中学受験予定D	0.261	0.174		0.298	0.179	+	0.194	0.169	
	四大以上進学希望D	0.107	0.100		0.103	0.100		0.022	0.095	
	1か月の学校外教育費C	0.087	0.030	**	0.090	0.030	**	0.127	0.029	***
	学校外教育費負担感RC	-0.201	0.045	***	-0.208	0.046	***	-0.250	0.043	***
	学校外教育費C×負担感RC				-0.017	0.018			-0.005	0.019
	N	2352		2352		2806		2806		
	Nagelkerke決定係数	0.090		0.091		0.098		0.099		
	モデルカイ2乗値	178.703		179.910		234.896		237.324		

注1：+p<0.10、\*p<0.05、\*\*p<0.01、\*\*\*p<0.001。

注2：「D」はダミー変数を、「C」は中心化を、「R」は逆転処理を示す。

まず「当然だ」群は、2008年では学校外教育費、負担感の明確な効果は見られないが、2012年ではこれらが有意になっている。一方「やむをえない」群は、学校外教育費と負担感の主効果が両年ともに有意である。2012年「当然だ」群と2008・2012年の「やむをえない」群においては、学校外教育に多く投資するほど「所得差による教育の不平等」を容認しやすくなる。また、負担感が大きいほど「所得差による教育の不平等」を容認しにくくなるという関係が示されている。

また学校外教育費と負担感の交互作用項であるが、いずれのモデルにおいても有意でない。小学生の母親においては、教育投資とその負担感の交互作用があるとはいえない。

以上の結果から、小学生の母親については以下のことがわかった。

第一に、学校外教育への投資を多く行っていることは、「所得差による教育の不平等」容認にプラスの効果を与える。しかしその傾向は2008年「当然だ」群では見られない。仮説(1)は2008年「当然だ」群以外において支持された。

第二に、学校外教育費への負担感が大きいと、「所得差による教育の不平等」を容認しにくくなる。

第三に、両年において、負担感の大小によって学校外教育費が「所得差による教育の不平等」容認に与える効果が変わるという交互作用はみられない。すなわち、仮説(2)は支持されなかった。

### 3.2 中学生母

次に両年の中学生の母親について、同一のモデルで分析を行った(表4)。

表4 中学生母(2008年・2012年)

従属変数 基準：問題だ	独立変数	2008年				2012年			
		model1		model2		model1		model2	
		B	SE	B	SE	B	SE	B	SE
当然だ	定数	-4.498	2.027 *	-4.308	2.044 *	-2.415	1.183 *	-2.314	1.186
	母年齢	-0.021	0.046	-0.023	0.046	-0.033	0.027	-0.031	0.027
	母大卒・短大卒D	-0.150	0.410	-0.126	0.416	0.218	0.238	0.231	0.238
	父大卒・短大卒D	0.182	0.417	0.219	0.424	-0.178	0.248	-0.188	0.249
	経済的ゆとりR	1.004	0.275 ***	1.022	0.277 ***	0.754	0.164 ***	0.713	0.165 ***
	四大以上進学希望D	-0.235	0.397	-0.198	0.403	0.082	0.240	0.102	0.241
	1か月の学校外教育費C	0.147	0.098	0.102	0.097	0.144	0.058 *	0.153	0.057 **
	学校外教育費負担感RC	-0.226	0.175	-0.027	0.195	-0.180	0.104 +	-0.088	0.108
	学校外教育費Cx負担感RC			-0.156	0.068 *			-0.134	0.040 **
やむをえない	定数	-0.747	0.617	-0.636	0.621	-0.546	0.544	-0.500	0.544
	母年齢	-0.007	0.014	-0.008	0.014	-0.001	0.012	0.000	0.012
	母大卒・短大卒D	-0.119	0.136	-0.113	0.137	-0.153	0.115	-0.148	0.116
	父大卒・短大卒D	0.052	0.138	0.051	0.139	0.116	0.119	0.113	0.119
	経済的ゆとりR	0.391	0.085 ***	0.385	0.086 ***	0.364	0.075 ***	0.349	0.075 ***
	四大以上進学希望D	-0.029	0.128	-0.021	0.128	0.005	0.110	0.010	0.110
	1か月の学校外教育費C	0.049	0.034	0.057	0.034 +	0.062	0.028 *	0.079	0.029 **
	学校外教育費負担感RC	-0.101	0.058 +	-0.088	0.059	-0.175	0.049 ***	-0.186	0.049 ***
	学校外教育費Cx負担感RC			-0.041	0.021 *			-0.038	0.019 *
N		1323		1323		1877		1877	
Nagelkerke決定係数		0.052		0.060		0.066		0.073	
モデルカイ2乗値		56.210 ***		64.274 ***		104.617 ***		117.383 ***	

注1：+p<0.10、\*p<0.05、\*\*p<0.01、\*\*\*p<0.001。

注2：「D」はダミー変数を、「C」は中心化を、「R」は逆転処理を示す。

2008年のmodel2では、「当然だ」群と「やむをえない」群の双方において、学校外教育費と負担感の主効果は明確でない(「やむをえない」群の学校外教育費のみ10%水準で有意である)。それに対し、2012年のmodel2では双方において学校外教育費の主効果が有意になっている。すなわち、2012年では学校外教育費を多く払っているほど、「所得差による教育の不平等」を容認しやすいという傾向が見られる。

また、小学生の母親では有意ではなかった学校外教育費と負担感の交互作用項が、いずれのモデルにおいてもマイナスで有意になっている。すなわち、学校外教育費が多いことは「所得差による教育の不平等」を容認しやすくさせるが、学校外教育費への負担感が大きいと、その効果は弱まるという結果を示している。

以上の結果から、中学生の母親については以下のことがわかった。

第一に、2012年では学校外教育費を多く支払うほど、「所得差による教育の不平等」を容認しやすくなるという傾向が明確にみられる。よって仮説(1)は2012年においてのみ支持された。

第二に、学校外教育費が多いことは「所得差による教育の不平等」を容認しやすくさせるが、学校外教育費への負担感が大きいと、その効果は弱まるという負の交互作用がある。よって仮説(2)は支持された。

#### 4 結論

本稿では、学校外教育への投資行動が「所得差による教育の不平等」容認に与える影響を検討してきた。分析結果からわかったことをまとめると、表5のようになる。

小学生と中学生の2008年「当然だ」群を除いて、いずれの場合にも学校外教育投資を多く行っていることは、「所得差による教育の不平等」容認にプラスの効果を与える。すなわち、投資した分の収益＝教育機会獲得の不平等を望むというメカニズムが働いていることがわかる。仮説(1)はおおむね支持されている。

また中学生の母親においては、上記の学校外教育費が「所得差による教育の不平等」容認に与えるプラスの効果は、学校外教育費への負担感が大きくなると弱まるという負の交互作用が両年ともに見られた。しかし、小学生の母親においてはこの交互作用は両年ともに見られなかった。すなわち仮説(2)は中学生の母親では支持され、小学生の母親では支持されなかった。

表5 分析結果のまとめ

変数	小学生				中学生			
	当然だ		やむをえない		当然だ		やむをえない	
	2008	2012	2008	2012	2008	2012	2008	2012
学校外教育費	n.s.	+	+	+	n.s.	+	+	+
学校外教育費負担感	+	-	-	-	n.s.	n.s.	n.s.	-
学校外教育費×負担感	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	-	-	-	-

この違いの理由としてはいくつかの可能性が考えられる。その一つとしては、公立中学生の家庭よりも中学受験する層を含む公立小学生の家庭の方が、全体として見た場合には経済状況が豊かであることが挙げられるだろう。

また他方では、小学生と中学生とでは投資の対象となる学校外教育が質的に異なること

も考慮する必要があるかもしれない。すなわち、表1で見たように中学生では学習塾等への費用である補助学習費が高いのに対し、小学生では文化的な習い事やスポーツに対する費用が高い。中学生の場合には教育機会獲得とより強固に結びつく学校外教育への投資行動が行なわれているが、小学生の場合には必ずしもそうではないということが、小・中の規定要因の違いと関わっているのではないかと考えられる。学校外教育の質的な違いを含んだ分析は今後の課題である。

また2008年と2012年の分析結果を比較すると、両年の「所得差による教育の不平等」容認の規定要因にはいくつかの違いがあることがわかる。この規定要因の違いが両年の従属変数の分布の違いとどのように関係しているのか、本稿では残念ながら十分に検討できなかった。2008年から2012年にかけて「所得差による教育の不平等」を容認する意識が拡大した背景にはどのような変化があったのか、この点についても今後の重要な分析課題としたい。

本稿は「所得の多い家庭」と子どもの「よりよい教育」をつなぐリンクとして家庭の私費負担による教育投資を位置づけ、学校外教育への投資行動と「所得差による教育の不平等」を容認する意識との関係について分析を行ってきた。その結果、自分の子どもに対して私費負担による教育投資を行う保護者ほど、出身階層による教育機会獲得の不平等を容認しているということが明らかになった。

しかし、「所得の多い家庭」と子どもの「よりよい教育」が私費負担による教育投資によって結びつくことが自明視される社会は、決して普遍的なものではないといえる。中澤(2014)は、国際比較調査プログラム(ISSP)における「収入の少ない家庭の大学生に経済的な援助を与えること」が政府の責任か否かについての回答の国際比較分析を行った。そして、この意見に反対する人が一定の比率を占めるのが日本のみだということを指摘している。しかし、日本の教育への公的支出の割合は先進国では最低水準である(中澤2014:9-13)。

中澤(2014)が行った教育をめぐる費用と意識の国際比較を踏まえれば、日本は教育費における公費負担の割合が低く、社会意識においても私費負担による教育投資が教育機会を強く規定するための構造的条件が備わっている。つまり本稿が分析結果から得た知見は、公立小学生・中学生の母親のエゴイズムや非寛容性などという表面的な解釈に回収されるものではないといえる。保護者による懸命な教育投資が、結果として平等な教育機会への非寛容性を高めるという関係を成立させる、日本社会に固有の教育費をめぐる政策的・制度的問題を示唆するものであると考えられる。

#### [注]

- 1) 「よりよい教育」は非常に抽象的なワーディングであり、回答者がどのような「よりよい教育」をイメージして回答したのかを特定することが難しい。またイメージされた「よりよい教育」の内容によって、家庭の所得差による不平等が容認されるかどうか大きく影

響を受けると考えられる。この点についてはより精緻な議論が必要である。しかし本稿では分析を行うために便宜上、「よりよい教育」をこのように定義することとした。

- 2) なお、仮説(2)の関係を図示すると以下のようになる (図 6)。

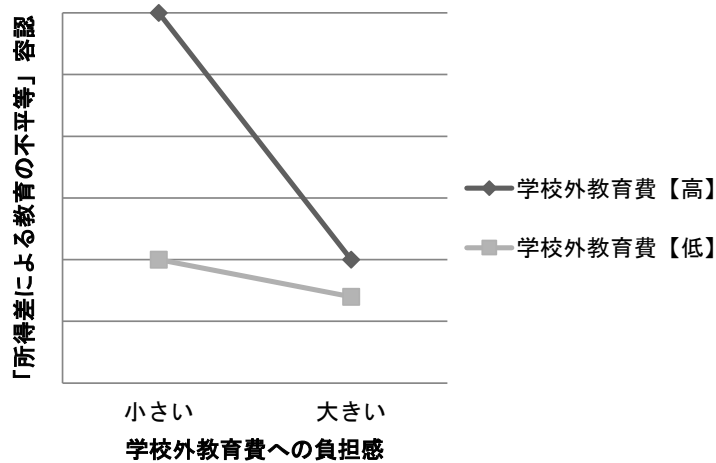


図 6 学校外教育費とその負担感による負の交互作用

- 3) 選択肢は「1 ゆとりがある」～「4 ゆとりがない」である。  
 4) なお、2008 年と 2012 年の統合データを作成し、注目する変数である学校外教育費と 2012 年ダミー (2012 年=1、2008 年=0) との交互作用項を投入したが、有意とならなかった。そのため、学校外教育費と調査年との交互作用はないと判断し、両年のデータごとに分析を行うこととした。

#### [謝辞]

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 [「学校教育に対する保護者の意識調査, 2008」「学校教育に対する保護者の意識調査, 2012 (ベネッセ教育総合研究所)』の個票データの提供を受けました。

また二次分析研究会成果報告会 (2015 年 2 月 23 日 (月) 於東京大学赤門総合研究棟 5 階センター会議室) にて有田伸教授 (東京大学社会科学研究所) より貴重なコメントを頂きました。ありがとうございました。

#### [参考文献・URL]

Benesse 教育総合研究所, 2013, 「Benesse 教育研究開発センター・朝日新聞社共同調査 学校教育に対する保護者の意識調査 2012 ダイジェスト」2015 年 3 月 6 日最終閲覧

URL: [http://berd.benesse.jp/berd/center/open/report/hogosya\\_ishiki/2013/pdf/all.pdf](http://berd.benesse.jp/berd/center/open/report/hogosya_ishiki/2013/pdf/all.pdf)

Benesse 教育総合研究所, 2014, 「調査・研究データ 朝日新聞社共同調査『学校教育に対する保護者の意識調査 2012』」2014 年 8 月 29 日最終閲覧

URL: <http://berd.benesse.jp/shotouchutou/research/detail1.php?id=3267>

石田浩・有田伸・田辺俊介・大島真夫, 2013, 『「不安社会日本」と『大人になること』の難しさ: 『働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査 (JLPS) 2012』の結果から』東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクトディスカッションペーパーシリーズ No.65

URL: [http://ssjda.iss.u-tokyo.ac.jp/panel/dp/PanelDP\\_065Ishida.pdf](http://ssjda.iss.u-tokyo.ac.jp/panel/dp/PanelDP_065Ishida.pdf)



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」『教育学研究』第 68 卷 3 号, pp.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』第 21 卷第 1 号, pp.30-44.

吉川徹, 2009, 「『教育格差』と母親学歴」『家族社会学研究』第 21 卷第 1 号, pp.61-64.

文部科学省, 「子供の学習費調査」(2015 年 1 月 6 日最終閲覧)

URL : [http://www.mext.go.jp/b\\_menu/toukei/chousa03/gakushuui/1268091.htm](http://www.mext.go.jp/b_menu/toukei/chousa03/gakushuui/1268091.htm)

中澤渉, 2014, 『なぜ日本の公教育費は少ないのか』勁草書房.

# 公立小学校の保護者の不満解消戦略の規定要因 —「退出」と「告発」を分けるものは何か—

岡本 実希

(東京大学大学院)

本稿の目的は、公立小学校において、学校の取り組みに不満を持つ保護者の不満解消戦略の規定要因を明らかにすることである。Hirschman (1970=1980) が提示した組織における不満の解消戦略である「退出」と「告発」の概念に依拠し、保護者の属性や特徴によってどちらの戦略がとられるのかを分析した。

分析の結果、首都圏に在住している保護者は、「退出」しやすくなる一方で、「告発」しにくくなること、子どもの人数が多いことは、「退出」をしづらくさせる効果を持つことが分かった。また、経済的ゆとりや保護者学歴などの階層的要因はほとんど直接効果を持たなかった。結果として、「退出」と「告発」を行う層には一定の違いが見られることなどから、告発によって示される不満は、特定の者によって行われるというある種の偏りを持つ可能性があることに注意すべきことが示唆される。

## 1. 問題関心と先行研究

近年、義務教育において保護者を顧客ととらえ、保護者の満足度の高い教育の提供を目指す動きが見られるようになってきている(山田 2006)。また学校選択制や学校参加の議論の高まりは、保護者もまた学校への不満をもとに自らの教育戦略を決定する主体と捉えられるようになってきたことを示している。こうした中で保護者の学校への不満は、学校にとっても、保護者にとっても重要な意味をもつようになってきていると言えるだろう。

本稿の目的は、どのような保護者がそうした学校に対する不満を積極的に解消しようとするのかを、Hirschman (1970=1980) において提示された「退出」と「告発」の枠組みを用いて明らかにすることである。「退出」と「告発」とは、Hirschman がその著書『組織社会の論理構造』のなかで提唱した概念であり、組織に対して何らかの不満を抱えた顧客は、その組織からの「退出」か、もしくは抗議活動である「告発」を通してその不満を解消しようとするというものである。本稿では保護者の不満解消戦略の規定構造に着目することで、一時的な対処にとどまらない改善策を考えるための示唆を提示する。

Hirschman の枠組は、義務教育に関して不満を抱く保護者の行動について見ると、「退出」は私立学校などの受験、「告発」は学校運営評議会等への参加を通じた学校参加という文脈で捉えることができる。受験や学校参加に関しては、これまでさまざまな実証研究が行われてきた。

まず、その双方で指摘されるのが、「退出」や「告発」を行う保護者とそうではない保護者の間の階層差である。小・中学校受験を行う保護者についての研究を行った片岡(2009)は、「受験家庭と非受験家庭の階層差は大きく、受験は階層現象である」ことを明らかにし

た上で、母親が専業主婦であることと、高学歴であることが子の受験に有意な効果を持つことを明らかにしている。また小針（2004）は、父親の加齢による世帯収入と職業的地位の上昇、母親の高い文化資本、子どもの人数の少なさが小学校受験に結びつくことを示した。一方、学校参加の文脈でも同じように階層差が指摘されてきた。学校運営評議会についての研究を行った仲田（2009）は、階層低位の保護者においてはその時間的、文化的制約から参加に障壁が生じる様子を描き出している。また萩野（2010）も学歴の低い母親、経済的なゆとりのない家庭の母親は学校参加の意思を持ちにくいことを指摘している。以上のように、「退出」としての小・中学校受験、「告発」としての学校参加においてはともに明確な階層差があると考えてよいだろう。

もう1点重要であるのが、地域差の指摘である。橋本（2008）は、中学校選択における地域差について、「東京23区」では受験・学校選択を合わせると7割以上が公立中学校以外への進学を検討しているのに対して、「15万人以上の市町村」では2割、「5万人未満」の地域では1割までその割合が落ち込むことを示している。ここから退出に地域差が生じていることが示唆される。また文科省が平成25年に発表した報告書の中では、コミュニティ・スクールや学校支援地域本部の設置状況には地域により大きな差があり（文部科学省,2013）、「告発」の文脈においても地域差が生じていることが明らかにされているといえるだろう。

以上の先行研究からは、「退出」と「告発」という両者に、階層差、地域差が生じていることが分かる。しかしこうした調査においては、「退出」としての受験と「告発」としての参加について、異なるサンプルや説明変数を用いて分析が行われてきた。このため、「退出」と「告発」のそれぞれに対して、どのような変数が、どの程度影響を持ちうるのか（言い換えれば、影響を与える変数の違いや影響の度合いの違い）を比較することができなかった。そこで本稿では、「退出」と「告発」の両者について同一のサンプル・説明変数を用いて分析を行うことで、先行研究にあらたな知見を加えることを試みる。

## 2. 分析方法

### 2.1 使用するデータの概要

本稿で使用するのは2008年と2012年にベネッセが朝日新聞社と協同で行った「学校教育に対する保護者の意識調査」におけるデータである。調査対象は、2008年が全国の公立の小2生、小5生、中2生をもつ保護者5,399名（配布数6,901名、回収率78.2%）、2012年が同じく保護者6,831名（配布数8,766名、回収率77.9%）である。調査協力校数は2008年が公立小学校21校、公立中学校19校、2012年が公立小学校28校、公立中学校25校である。本稿ではこれらのデータを統合して分析を行う<sup>1)</sup>。

### 2.2 分析対象

本稿では「退出」を中学受験（私立、国立、公立中高一貫校を含む）、「告発」を学校の活

動を評価する委員会への参加、と定義する<sup>2)</sup>。そのため調査対象は、今後中学受験をする可能性のある公立小学校に通う小2生、小5生の保護者とする。また回答者のほとんどが母親であることから、調査対象者から母親以外(父親、祖父母等)が回答した場合を除外した。

### 2.3 仮説

3節では、「退出」と「告発」という戦略をとる保護者に関する具体的な仮説を設定していく。先行研究では「退出」と「告発」という行動を規定するものとして、階層と地域が指摘されていることを示した。そこで本稿では、先行研究を参考にして、直接的な階層差を表す変数として「経済的ゆとり」「父学歴」「母学歴」を用いて分析を行う。また、階層が「母親専業主婦」「(保護者の子どもへの)大学進学希望」「子どもの人数」などの変数を介して影響を与える可能性を考慮して、これらの変数についても検討を行う。また地域差については、「首都圏」に在住しているかどうか「退出」と「告発」にどのような影響を与えるのかを検討する。これらを踏まえた上で、6つの仮説を設定した。以下には、退出が促進され则认为られる場合と、告発が促進され则认为られる場合を分けて提示する。

#### 【退出(受験)が促進され则认为られる場合】

- 仮説1: 経済的ゆとりがあると、(学費や受験のための学習費を払う余裕があるため)「評価委員会への参加」より「受験」が選択されやすくなる
- 仮説2: 大学進学希望が高いとより「評価委員会への参加」より「受験」が選択されやすくなる
- 仮説3: 首都圏であると、(退出するための私立が多く)、「評価委員会への参加」より「退出」が選択されやすくなる

#### 【告発(委員会への参加)が促進され则认为られる場合】

- 仮説4: 保護者の学歴が高いと、(「告発」による改善可能性を高く認知するため)、「受験」より「委員会への参加」が選択されやすくなる
- 仮説5: 専業主婦であると(十分な時間的余裕があるため)、「受験」より「委員会への参加」が選択されやすくなる
- 仮説6: 子どもの人数が多いと、(退出にかかるコストが高いため)、「受験」より「評価委員会への参加」が選択されやすくなる』

### 2.4 変数の設定

#### 1)退出の有無

「あなたはお子様に、中学受験をさせる予定ですか」について「はい」「まだ決めていない」の回答者を退出の予定あり、「いいえ」を退出の予定無しとした。

## 2)告発の有無

「もし、学校から次のようなことを頼まれたら、あなたは協力しますか」の 8 項目のうち、「学校の活動を評価する委員会への参加」項目の選択者を告発有り、非選択者を告発無しとした。

## 3)学校への不満

「あなたは学校の取り組みに対して満足していますか」のうち、2012年調査と2008年調査で共通する11項目について平均値を算出した。平均値が中央値である2.5を下回る場合を不満足層、上回る場合を満足層とした。

## 4)経済的ゆとりありダミー

「あなたの生活には経済的にどの程度ゆとりがありますか」について「ゆとりがある」「多少はゆとりがある」を経済的ゆとりありダミーとした。

## 5)父・母大卒ダミー

「お父様は大学・短期大学を卒業している」「お母様は大学・短期大学を卒業している」について「はい」の回答者を大卒ダミーとした。

## 6)母親専業主婦ダミー

「お母様の現在の職業」について「専業主婦」の回答者を専業主婦ダミーとした。

## 7)四大学以上進学希望ダミー

「あなたはお子様をどこまでの学校へ進学させたいとお考えですか」について「四年制大学まで」「大学院まで」を四大学以上進学希望ダミーとした。

## 8)子どもの成績

「お子様の学校での成績は、クラスの中でどのくらいですか」について、「わからない」を除いた5段階の連続変数として使用した。

## 9)子どもの人数

「お子様全員の人数」を連続変数として使用した。

## 10)首都圏ダミー

「居住地」をもとに「首都圏ダミー」を作成した。

## 2.5 分析に使用する変数の記述統計量・分布

ここでは分析に使用する変数の性質を示すために、独立変数の記述統計量(表1)と、「退出」と「告発」という行動をとる保護者の分布(図1)を示す。

表 1 独立変数の記述統計量

	最小値	最大値	平均値	標準偏差
経済的ゆとりありダミー	.00	1.00	.4703	.49921
大学進学希望ダミー	.00	1.00	.6759	.46812
首都圏ダミー	.00	1.00	.4203	.49370
父親大卒ダミー	.00	1.00	.5636	.49603
母親大卒ダミー	.00	1.00	.5767	.49417
母親専業主婦ダミー	.00	1.00	.3070	.46132
子どもの人数	1	11	2.30	.845
2008年度ダミー	.00	1.00	.8206	.38373
子どもの成績	1.00	5.00	3.4247	1.04323
有効なケースの数 (リストごと)	2743			

■ 両方なし ■ 退出のみ ■ 告発のみ ■ 両方あり



図 1 保護者による不満解消戦略の分布 (N=2743)

図 1 からは、6 割以上の保護者が、「退出」と「告発」のいずれの戦略も用いていないことが分かり、こうした手段をとる層には偏りがあるといえる。

### 3. 分析

本節では 2 節で設定した仮説の検証を行う。どういった要因によって「退出」と「告発」の有無が決定されるのかを調べるため、二項ロジスティック回帰分析を行った。その結果が表 2 である。

表2 「退出」と「告発」の規定要因

二項ロジスティック	退出				告発			
	B	標準誤差	Exp (B)	有意確率	B	標準誤差	Exp (B)	有意確率
不満足ダミー	.603	.195	1.828	**	.345	.164	1.412	*
経済的ゆとりありダミー	.218	.169	1.244		-.144	.145	.866	
大学進学希望ダミー	1.488	.354	4.428	***	.612	.188	1.844	**
首都圏ダミー	1.600	.175	4.954	***	-.378	.144	.685	**
父親大卒ダミー	.170	.222	1.185		.324	.179	1.383	+
母親大卒ダミー	.143	.219	1.154		.033	.177	1.034	
母親専業主婦ダミー	.251	.165	1.285		.072	.151	1.075	
子どもの人数	-.369	.115	.691	**	.118	.078	1.126	
2008年度ダミー	-.166	.186	.847		-.272	.178	.762	
子どもの成績	.724	.094	2.062	***	-.116	.069	.890	+
定数	-6.346	.626	.002		-1.926	.403	.146	
N	2743				2743			
Nagelkerke決定係数	0.328				0.039			
モデルカイ2乗値	356.074***				40.553***			

\*\*\*:p<.001, \*\*:p<.01, \*p=.05, +:p=.10

まず、満足度と「退出」「告発」との関係を見ると、不満足であると「退出」「告発」のいずれの戦略もとりやすくなるのが分かる。このことから、中学校受験や学校評議会への参加は、不満を解消する手段として機能していることが分かる。

ここからは、仮説の検討にうつる。まず、退出(受験)を促進する変数として考えていた、「経済的ゆとりありダミー」「四年制大学進学希望ダミー」「首都圏ダミー」についてみていく。

『仮説1: 経済的ゆとりがあると、(学費や受験のための学習費を払う余裕があるため)「評価委員会への参加」より「受験」が選択されやすくなる』について、表2を見ると経済的ゆとりは、「退出」「告発」のいずれにも影響を与えていない。よって仮説は支持されなかった。これは、「退出」の選択肢として、私立だけでなく国立や公立の中高一貫教育校も含まれているため、必ずしも「退出」に際して経済資本が必要だと考えられていないためだと考えられる。

『仮説2: 四年制大学以上進学希望が高いと「評価委員会への参加」より「受験」が選択されやすくなる』について見ていく。表2からは、保護者の子どもへの大学進学希望は「退出」「告発」の手段をとりやすくする効果を持つことが分かった。ここから、「退出」も「告発」も子どもに四年制大学以上に進学を望む層における不満の解消戦略として機能していることが分かる。

次に『仮説3: 首都圏であると、(退出するための私立学校が多く)、「評価委員会への参加」より「退出」が選択されやすくなる』について、退出に関してオッズ比が4.954倍となることが示され、仮説は実証された。一方、告発に関してはオッズ比が0.685と告発しにくくなる効果をもつ。首都圏は、退出するための私立学校が多く退出を促進させるため、告発

が手段として選ばれにくいこと、また保護者同士の結びつきが弱く、告発のためのネットワークが作りくいことなどが理由として考えられる。

次に、告発（評価委員会への参加）を促進する変数として考えていた、「父親大卒ダミー」「母親大卒ダミー」「母親専業主婦ダミー」「子どもの人数」について見ていく。

『仮説4：保護者の学歴が高いと、「告発」による改善可能性を高く認知するため、「受験」より「委員会への参加」が選択されやすくなる』に関して、表2からは10%ではあるが、父親が大卒であることが、「告発」の可能性を高めることが示唆された。よって仮説は支持された。「告発」としての評価委員会への参加は主に母親によって担われると考えられるにも関わらず、父親学歴の効果のみが見られたことは注目に値する。これは母親学歴による効果は「四大以上進学」アスピレーションに吸収され、直接効果を持ちにくくなるためだと考えられる。一方、「退出」に関しては両親学歴の直接的な影響は見られなかった。しかし、変数の出し入れを行い検討した結果、母親学歴は、「子どもの成績」「大学進学希望」を介して「退出」を高める効果を持っていることが分かった。

『仮説5：専業主婦であると（十分な時間的余裕があるため）、「受験」より「委員会への参加」が選択されやすくなる』については、「退出」「告発」ともに関連は見られなかったことから、仮説は支持されなかった。ここから時間的ゆとりがあっても「告発」には結び付きにくいことが分かる。

また、『仮説6：子どもの人数が多いと、（退出にかかるコストが高いため）、「受験」より「評価委員会への参加」が選択されやすくなる』についてはオッズ比が0.691と「退出」しにくくなる効果を持つ。よって仮説は支持された。

#### 4. 結論

分析結果をまとめると以下のようなになる（表3）。

表3 分析結果<sup>3)</sup>

	退出	告発
経済的ゆとり		—
大学進学希望	高める	高める
首都圏	高める	低める
父親大卒	—	(高める)
母親大卒	—	—
母親専業主婦	—	—
子どもの人数	低める	—

結果から示唆されるのは、次の2点である。先行研究で指摘されていた階層差については、両親学歴や、経済的なゆとりと「退出」「告発」などへの影響は直接的な関連はほとんど



ど見られなかった。一方で、こうした影響は大学進学希望を介して「退出」「告発」に影響を与えることが分かった。このことから、「退出」「告発」を規定するのは、階層等のマクロな要因というよりは、大学進学希望というアスピレーションというマイクロなレベルでの要因に左右されやすいことが示唆される。

また、先行研究で指摘されていた地域差についても、首都圏においては「退出」という戦略がとりやすいため、「告発」によって学校を直接的に改善しようとする保護者が少なくなることが分かった。ここから首都圏においては「告発」を通した学校活動に関する改善メカニズムが働きにくいことが示唆される。

最後に本稿の課題を述べる。本稿の分析は不満の解消戦略として「退出」と「告発」を行う保護者に着目したものであった。しかし2節で述べたように、6割以上の保護者は、「退出」「告発」のいずれの戦略も用いていない状況にある。多くの保護者がその解消の術を持たずに不満を抱え続けている、もしくは他の手段を用いてその不満の解消を図っているとすれば、この調査・分析が急務であると言えるだろう。

#### [注]

- 1) 分析においては、年度に固有の影響を除外するため、2008年度ダミーを投入した。2008年度ダミーは有意ではなかったため、2008年と2012年に固有の効果はないと言える。
- 2) ここで「告発」を学校活動の評価委員会への参加と定義することは、肯定的な評価をする保護者が評価委員会への参加を希望することも考えられるという点で不適切である、との指摘が考えられる。しかし、3章1節で示すように、評価委員会への参加を希望する保護者は学校活動に不満を持つ傾向があることから、ここでは評価委員会への参加を告発と定義することとしている。
- 3) 3) 10%水準で有意差がみられたものは（高める）と記載している。

#### [謝辞]

〔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「学校教育に対する保護者の意識調査,2008」「学校教育に対する保護者の意識調査,2012」（ベネッセ教育総合研究所）の個票データの提供を受けました。

#### [参考文献]

- 萩野亮吾,2010,「母親の学校参加意思と教育認識の関係についての分析——参加形態の差異に着目して」『日本学習社会学会年報』第6号:pp66-75
- 橋本尚美,2008,中学校選択の多様化と子どもの生活の分化——「中学校選択に関する調査」から『中学校選択に関する調査報告書』
- ([http://berd.benesse.jp/berd/center/open/berd/2009/01/pdf/15berd\\_11.pdf](http://berd.benesse.jp/berd/center/open/berd/2009/01/pdf/15berd_11.pdf), 2015.1.7)
- Hirschman, Albert O., 1970, *Exit, voice, and loyalty: responses to decline in firms, organization, and states*, Harvard University Press. (=1980,三浦隆之訳『組織社会の論理構造』ミネルヴァ書房.)

- 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):pp30-44.
- 小針誠,2004,「階層問題としての小学校受験志向——家族の経済的・人口的・文化的背景に着目して」『教育学研究』71(4):pp422-434
- 仲田康一,2011,「学校運営協議会による保護者啓発の論理と帰結」『教育学研究』78(4):pp450-62.
- 山田智之,2006,「公立中学校における顧客としての保護者の満足要因の抽出と分析」『日本大学大学院総合社会情報研究科紀要』No.7, pp.461-468
- 文部科学省,2013,「コミュニティ・スクールと学校支援地域本部について」  
([http://www.mext.go.jp/b\\_menu/shingi/chukyo/chukyo1/gijiroku/\\_\\_icsFiles/afieldfile/2013/07/29/1338051\\_04.pdf](http://www.mext.go.jp/b_menu/shingi/chukyo/chukyo1/gijiroku/__icsFiles/afieldfile/2013/07/29/1338051_04.pdf),2015.1.7)



# 母親の学校参加意思の規定要因の分析

## —保護者の行動と認知に着目して—

荻野 亮吾

(東京大学)

本研究では、「学校教育に対する保護者の意識調査，2012」（ベネッセ総合教育研究所）の二次分析を通じて，母親の学校参加意思の規定要因を明らかにした．先行研究から，母親の学校参加意思に関しては，基本的属性の影響だけでなく，母親の持つ一般的な教育認識や，学校の開放性や教育活動に対する評価も影響を及ぼすものと予測された．このため，経営，指導，巡回という3つの参加の形態それぞれについて，参加意思の規定要因の分析を行った．

分析の結果，学校参加の意思は，日常的な学校と保護者との関係や，保護者の学校の開放性や教育活動に対する評価の影響を受けること，さらに参加の形態によって規定要因は異なることが明らかになった．この分析結果は，保護者は学校参加を自らの学校に対する評価を示す機会として捉えている可能性を示している．以上の結果から，学校と保護者との関係を，双方向的なモデルとして捉え直す必要があるものと考えられる．

### 1. 学校参加を巡る政策動向と課題

2000年代以降，文部科学省を中心に保護者や地域住民の学校参加を推進する動きが見られる．例えば，1998（平成10）年の中央教育審議会答申「今後の地方教育行政の在り方について」において，「学校の自主性・自律性」を確立するための1つの方法として，地域住民の学校経営への参画が提言された．これを受けて，2000（平成12）年4月から学校教育法施行規則が改正され，学校評議員制度が導入された．学校評議員は2006（平成18）年8月段階で国立学校の全て，公立学校では小学校88.2%，中学校88.5%，高等学校92.4%の設置率となっており（文部科学省2007），多くの学校で定着している．また，2004（平成16）年には，地方教育行政の組織及び運営に関する法律の一部が改正され，学校運営協議会の設置が可能となった．学校運営協議会は，学校運営，教職員人事について関与する一定の権限を有する合議制の機関である．学校運営協議会を導入している学校は，2005（平成17）年4月では，4都県17校にしか過ぎなかったが，その後毎年150校ずつほど増加し，2011（平成23）年4月には32都府県789校にまで達した．その後毎年約400校ずつ増加し，2013（平成25）年4月には，42都道府県1,570校に設置されている（文部科学省2013）．このような保護者に学校経営への参加を求める目的は，保護者や地域住民に対する学校のアカウントビリティ（応答責任）を高めることだけでなく，保護者や地域住民から，学校の教育活動についての評価や改善点の示唆が行われることにもある（葉養2005）．

このような学校経営への参加の要請とは別に，2000年代後半からは，放課後子どもプラン（2007年度より）や学校支援地域本部事業，教育サポーター制度（ともに2008年度より）

などの、保護者や地域住民にボランティアとして参加を求める事業も実施されている。2008（平成 20）年 2 月の中央教育審議会答申「新しい時代を切り拓く生涯学習の振興方策について―知の循環型社会の構築を目指して―」でも、「社会全体の教育力の向上」として、学校・家庭・地域の連携を促進するための諸方策が示されている。2011（平成 23）年度からは、学校支援地域本部事業と、放課後子ども教室、家庭教育支援事業などを一体化した形で「学校・家庭・地域の連携による教育支援活動促進事業」が実施されている。この事業は国と都道府県が市町村に 1/3 ずつを補助する補助事業として実施されており、各自治体が地域の実情に応じて弾力的に事業に取り組むことを可能としたものである。

このように、2000 年代に入り、地域住民や保護者が学校に様々な側面から関わる仕組みが徐々に整えられてきた。しかし保護者の学校参加に関わっては、すでに幾つかの課題も指摘されている。具体的には、保護者の価値の多様性やライフスタイルの差異、有する資源の多寡といった、参加の背景に関わる問題が存在する。例えばボランティア活動に参加する人々の階層が偏っていることや（仁平 2003）、社会関係資本や文化資本の多寡が参加行動の差につながるということが（Lareau 2000）、実証的に明らかにされてきた。この結果、保護者の参加を広く求めても参加が特定の保護者に偏ったり、保護者の間で新たな対立構造が生まれることも懸念されている（広田 2004）。関連して、学校運営協議会が保護者に対して学校への協力を求める事例において、参加の背景となる社会的要因が考慮されないまま、保護者の責任が問われるという構造が見られることも指摘されている（仲田 2011）。

さらに、荻野（2010）は、保護者の属性を統制した上で、一般的な教育認識や満足度が、学校参加の意思に影響を与えることを明らかにしている。このような保護者の認識は、外面的には見えづらく、単なる価値観の問題と見られがちであるが、学校の教育活動や経営面に対する一定の評価を示すものとも考えられる。この意味で、学校参加の問題を論じる上で、保護者の教育認識は決して無視することができない要因である。

以上のことから、社会的属性を統制した上で、どのような認識や価値観を持つ保護者が学校に関わりやすいかを計量分析で明らかにしていくことは、重要な政策課題、研究課題であると考えられる。本研究では、以上のような社会的背景と研究状況に鑑み、保護者の学校参加意思を規定する要因を二次分析によって明らかにし、学校参加の意味について考察を試みる。

## 2. 分析の枠組み

### 2.1 分析に用いるデータ

分析には、2012（平成 24）年 11 月～2013（平成 25）年 1 月に実施された「学校教育に対する保護者の意識調査、2012」（以下、2012 年調査）を用いる。この調査は、全国の公立小中学校を対象に、小 2 生、小 5 生、中 2 生の子どもを持つ保護者に対して実施されたもので（回収数 6,831、回収率 77.9%）、(1) 公立小・中学校の保護者を対象としている点、(2) 県

庁所在地, その他の市部, 郡部という全国各地域の学校からデータを収集している点, (3) 保護者の教育意識を総合的に尋ねる調査設計がなされ, 学校参加に関心の高い特定の層の保護者のみが回答しやすくなる「サンプル・セクション・バイアス」の問題(中島・中野・今田 2004)をクリアしている点などから, 公立小・中学校に子どもを通わせている保護者の学校参加について論じる上で, 最も適したデータであると考えられる。

なお同調査は, 2004年(以下, 2004年調査)と, 2008年(以下, 2008年調査)にも, ほぼ同様の枠組みで実施されており, 各時点の調査について, 本研究で行うのと同様枠組みで分析を行うことが可能である<sup>1)</sup>。ただし, 1.で述べた学校参加に対する各種制度, 事業が2000年代に整えられたことを鑑みると, 現時点で最新の調査データを利用することが望ましいものと考えられる。

分析に際しては, 回答者の9割が母親であることから, 母親に分析対象を限定した。この回答率は, 2004年調査, 2008年調査でもほぼ同様の割合であり, 子供の教育について母親が中心的に回答する傾向は, 通時的なものと考えられる。ここから回答者が父親等の場合には, 分析から除外することとした。

## 2.2. 先行研究と分析のモデル

学校参加意思を巡る直接の先行研究は少ないため, 学校参加に関する先行研究も参考にしながら, 分析のモデルを設定する。

### 2.2.1. 学校参加意思の3つの次元

学校参加には異なる複数の次元があり, 参加意思を分析する際にも, その次元を区別する必要がある。例えば, 岩永・佐藤(1992)は, 学校参加の「核的領域」として経営参加と授業への参加があり, 「周辺の参加」とは, 保護者の学校参加への反応が異なることを指摘している。佐藤(2006)も, 学校に関わる活動が「環境支援」と「学習支援」の2つに分けられると指摘している。ここから学校参加には, 学校経営に関わる「経営参加」, 授業での指導などに関わる「指導参加」, そして環境整備や巡回活動などに関わる「周辺の参加」という3つの異なる次元が存在することが推測される。学校参加意思の分析の際にも, これらの次元に留意して分析を行う必要がある。実際に, 2004年調査を分析したところ, 経営と指導, 見守りに関する3つの参加意思の次元が析出され, それぞれの規定要因は異なっていた(荻野 2010)。

今回の2012年調査でも, 2004年調査や2008年調査と同じく, 「もし, 学校から次のようなことを頼まれたら, あなたは協力しますか。協力したい・してもよいと思うものをすべて選んで, 番号に○をつけてください」という複数回答の設問が存在する。これは学校参加の意思を表す変数である。そこで, この設問の回答について, 数量化Ⅲ類の分析を行い, 3つの成分を析出した。第1成分の固有値は0.254, 第2成分の固有値は0.163, 第3成分の固有

値は 0.125 で、上位 3 成分の累積寄与率は、54.2%であった。

第 1 成分は、「総合的な学習の時間の講師」、「授業での教師のアシスタント」、「クラブ活動・部活動の支援」、「休日・放課後の体験活動・学習活動の指導」との関連性が強く、授業内外の指導との関連が強い成分である。第 2 成分は、「教育方針・目標決定の委員会への参加」と「学校評価の委員会への参加」、「PTA の役員」の 3 変数との相関が高く、学校経営や評価との関連が強い成分である。第 3 成分は、「学区の安全を守る巡回活動」との関連が強い成分であった。以上のことから、第 1 成分を「指導参加」の意思、第 2 成分を「経営参加」の意思、第 3 成分を「巡回参加」の意思と見ることができる、この結果を受けて、それぞれの成分を構成する変数について、全て非選択の場合をゼロ、どれか 1 つでも選択している場合を 1 としたダミー変数を作成した。この結果、「経営参加」の意思を持つ母親は 26%、同じく「指導参加」の意思は 39%、「巡回参加」の意思は 38%の割合となった。

### 2.2.2. 保護者の属性が与える影響

前述した通り、学校参加の問題を考える上で、保護者の属性は重要な規定要因である。この点については、保護者をその行動パターンや認識から幾つかの類型に分け、各類型の構成要因を明らかにする「保護者セグメント」の研究から学ぶところが大きい。

例えば、山田 (2009) は、2008 年調査の分析を行い、「満足度」の軸と「関与」の軸から、保護者を 4 つのタイプに類型化している。具体的には、「コミットメントタイプ」(満足度高／関与大)、「監視／干渉タイプ」(満足度低／関与大)、「デタッチメントタイプ」(満足度低／関与少)、「信任タイプ」(満足度高／関与少) の 4 タイプに整理し、各タイプで専業主婦の割合や子どもの通塾率等の傾向が異なることを明らかにしている。また露口 (2014) も、「期待」と「協力」という 2 軸から、保護者を「適応」、「依存」、「回避」、「葛藤」の 4 タイプに分類している。さらに、山下・岡田 (2007) は、2004 年調査の分析から、保護者をクラスター分析で 4 つのタイプに分け、それぞれの意識構造の違いを明らかとしている。

これらの「保護者セグメント」研究は、保護者の行動や認知のパターンを、その属性から説明することに主眼を置いており、学校への関わりを一元的に捉える傾向がある。しかし、2.2.1. で述べたように、学校参加には次元の異なる様々な活動が含まれるため、これらの活動をひとくくりにして扱うのではなく、各形態の参加を規定する要因を個別に検討する必要がある。

上記の理由から、本研究では、学校参加意思を分析するにあたって、保護者の社会的・経済的属性は、コントロール変数として扱うことにする。2012 年調査では、本人属性に関して、①就労状況 (常勤、パート・フリー、専業主婦)、②学歴 (母親本人が大卒か否か)、③経済的なゆとり (4 段階)、④子どもの人数という 4 つの変数が存在しており、これらの変数をコントロール変数として分析に用いることとした。なお、回答者本人 (母親) の年齢も重要であると考えたが、欠損値が 2 割弱と多く、さらにモデルに投入した際にも大きな影響

力は見られなかったため、分析から除外することとした。

### 2.2.3. 保護者の教育認識や行動の与える影響

#### (1) 学校教育への満足度

さらに保護者の属性以外に、学校参加の意思を高める要因として、学校教育への満足度という要因に注目する。学校教育への満足度は、保護者の学校の教育活動への評価を意味し、学校参加の意思を大きく左右するものと推測される。ここで、先行研究の知見を参照すると、両者の関係は正負のどちらでもあり得る。正の関係については、学校への「満足度」が高い保護者ほど、学校教育への参加が高まるという仮説が立てられる。例えばブライクとシュナイダー (Bryk and Schneider 2002) は、相手が期待される役割を果たしていることを目にするだけで、自らも保護者としての役割を果たす誘因が働くことを「信頼 (trust)」という観点から明らかにしている。一方、学校への「満足度」が低い保護者ほど、学校教育への参加が高まるという仮説も成り立つ。その論理は、不満を有する保護者は、学校に対して「発言 (voice)」やその他の働きかけを行おうとしようとするというものである (Hirschman 1970=2005)。

2012年調査では、「学校の取り組みに対して満足していますか」として、16の調査項目を設けている。このうち、従属変数の学校参加意思との関連が強いと考えられる、「学校の教育方針や指導状況を保護者に伝えること」、学校の外的な教育環境を指す「学校の施設や設備」、該当しない学校も少なくない『『総合的な学習の時間』の指導』、「進路指導」、「クラブ・部活動」という、5つの項目を事前に除いた上で、11項目について因子分析（最尤法、プロマックス回転）を行った。その結果、第1因子と関連が強い項目として、「教科の学習指導」、「宿題の内容や量」、「一人ひとりの学力や興味に応じた指導」、「学習の評価」、「学ぶ意欲を高めること」、「先生たちの教育熱心さ」、「生徒をまとめる力」という7項目が見出された。そこでこれらの変数を加算して、「教科指導への満足度」という変数とした（信頼性係数の $\alpha$ は0.885）。また第2因子と関連が強い、「文化活動」、「運動会などのスポーツ活動」、「道徳や思いやりの心を教えること」、「社会のマナーやルールを教えること」の4項目についてはそれぞれを加算し、「教科外指導への満足度」とした（同じく $\alpha$ は0.820）。

#### (2) 一般的な教育認識

(1)で述べた、当該学校の教育活動への評価を示す満足度に加えて、荻野(2010)は2004年調査の分析から、満足度の背景に、保護者の一般的な教育認識の影響力が存在することを明らかにしている。2012年調査でも、「最近の子どもや家庭、地域、学校の様子」を尋ねる設問が継続して設けられており、これは一般的な教育認識を示す変数と見なせる。

この設問への回答について因子分析（最尤法、プロマックス回転）を行ったところ、3因子が析出された。第1因子は、「子どもたちの道徳心や公共心が低下している」、「家庭の教



育力が低下している」、「学校に協力的でない家庭が多い」、「地域の大人が子どもにかかわらなくなっている」、「地域が安全でなくなっている」という5つの変数との関連が強く、「家庭・地域の教育力の低下」という因子と見なせる。第2因子は、「先生の教える力が低下している」、「先生による指導力の差が大きい」、「学校の先生は信頼できる」(反転)、「学校は一人ひとりに応じた教育を行っていない」との関連が強い、「教員・学校への信頼」を示す因子である。第3因子は「子どもたちの学力が低下している」、「子どもたちの学習意欲が低下している」との関連が強く、子供の「学力・意欲低下」という因子と名付けられる。この分析結果を受けて、それぞれの因子と関連が強い変数を加算し、「家庭・地域の教育力の低下」、「教員・学校への信頼」、「学力・意欲低下」という変数を作成した(それぞれ信頼性係数の $\alpha$ は、0.729, 0.722, 0.781であった)。

なお、今回の分析の結果を先取りすると、以上の3つの変数を投入した場合もそうでない場合も、満足度や、学校への希望、学校への関わりに関する変数の影響力について、正負の方向は変わらなかった。このため満足度や他の変数に比べると、従属変数である学校参加意思への直接的な影響力は小さいものと考えられるが、保護者の教育に関する認識として重要な変数であると考え、分析に含めることにした。

### (3) 学校への希望

さらに、学校への希望に関する調査項目も分析に用いることとした。この変数は、子供が通学している学校に対して、保護者への情報伝達を行ったり、外部に教育機会等を開くことを希望するかを尋ねるもので、アカウントビリティや学校開放に関わる項目であると考えられる。学校への希望が高いことは、子供が通学する学校に対して、情報面や教育面での開放性に関する要望が高いものと考えられ、これに応じて、保護者の参加意思も異なってくるものと想定される。例えば、学校のアカウントビリティを高めることに対する希望が高い場合は、経営レベルでの学校参加の意思が強まる可能性がある。

そこで、従属変数との関連が強い、「学校の教育方針を保護者の代表が参加する委員会で決める」(経営参加の項目との親和性が高い)、「保護者がボランティアで学校を支援するしくみを作る」(指導参加、巡回参加との親和性が高い)の2変数を除いて、7変数で因子分析(最尤法、プロマックス回転)を行った。この結果、第1因子として、「学校の教育方針を保護者に伝える」、「子どもの学校での様子を保護者に伝える」、「講演会などで子育てに役立つ情報を提供する」、「保護者が気軽に質問したり相談したりできるようにする」という「アカウントビリティ」に関する因子が、第2因子として「いつでも自由に学校を見学できるようにする」、「学校で使っていない施設やスペースを保護者や住民に開放する」、「休日や放課後に子ども向けの体験活動やイベントを開催する」という「学校開放」に関わる因子が析出された。そこで、この2つの因子について、各因子に関連が強い変数を加算し、「アカウントビリティ」と「学校開放」という変数として用いることにした(信頼性係数の $\alpha$ は、

それぞれ 0.694, 0.680).

#### (4) 学校との関わりの状況

これらの保護者の教育認識に関わる変数に加えて、保護者の行動に関する変数として、「学校に訪れる頻度」も分析に用いることとした。これは過去1年間に学校に何度訪れたかについて、「2回以下」、「3～5回」、「6～9回」、「10回以上」という4段階で尋ねている設問である。この項目については、一方で学校によく訪れる保護者は学校の教育活動についての認識を高め、その活動をサポートするようになるものと考えられるが、他方で学校に一定の回数訪れている保護者は、学校の教育活動に満足し、十分な情報を得ることによって、参加意思を持ちにくくなる可能性も存在している。この変数の影響力の方向性は自明でないため、分析に投入しその効果を検証することにした。

### 2.3. 分析の方法

上記に挙げた保護者の個人レベルの属性や、教育認識や行動に加えて、学校レベルの要因として、学校段階（中学校ダミー）、所在地の市郡規模（郡部を基準に、政令指定都市とそれ以外の市のダミー）も投入した。これは、学校レベルの要因の影響力をコントロールするためである。これらの変数については、例えば、都市部と地方部の学校で参加意思のレベルが異なることや、小学校と中学校という教育段階に応じて保護者の関わりやすさが異なることが想定される。

分析方法は、2.2.1.で作成した、「経営参加」、「指導参加」、「巡回参加」という3つの参加の意思を従属変数にした二項ロジスティック回帰分析である。モデル1では、学校レベルの変数と、保護者の属性に関わるコントロール変数に加えて、学校への関わりの頻度を投入した。これらの変数に加えて、モデル2では保護者の一般的な教育認識を、モデル3では学校への希望を、モデル4では学校教育への満足度を順次投入し、合計で4つのモデルで分析を行った。この方法は、因果関係において先行する変数から順に変数を投入することによって、モデル間で各変数の係数の変化を比較でき、媒介関係を推定できる利点がある（岩井・保田 2007: 228-229）。

今回の分析におけるモデルの設定は、以下の理由に基づく。まず、過去1年の学校への訪問頻度は、行動レベルの変数であり事実に基づくものと考え、最初に投入することにした。次に、一般的な教育認識は、保護者のこれまでの経験やマスメディアなどを通じて形成された比較的变化しにくい認識で、学校教育への満足度に先行すると考えた。さらに、学校教育への満足度は、学校のアカウンタビリティや学校の開放度への評価によっても左右されると考えられるため、最後に分析に投入することにした。つまり、今回の分析では、「保護者の属性」、「学校に訪れる頻度」、「一般的な教育認識」、「学校への希望」、「学校教育への満足度」という順で因果関係を想定していることになる。ただし分析結果を見ると、モデル間で

係数の動きが不安定な部分もあり、あくまでも試論的な枠組みとして考えることにしたい。

以上2.で述べてきた、分析に用いる変数の作成方法は、表1の通りである<sup>2)</sup>。

表1 分析に用いた変数の作成方法

中学ダミー	学校段階について、小学校を0、中学校を1とするダミー変数。
県庁所在地ダミー その他の市ダミー	学校所在地の市郡規模について、「郡部」を参照カテゴリとしたダミー変数。
常勤ダミー パート・フリーダミー	現在の職業のうち、「専業主婦」を参照カテゴリとしたダミー変数。
大卒ダミー	本人が大学・短大を卒業していることを示すダミー変数。
子供の数	子供の数について、「1人」を1、「2人」を2、「3人」を3、「4人以上」を4とする変数。
経済的なゆとり	経済的なゆとりについて、「ゆとりがある」を4、「ゆとりがない」を1とする変数。
学校に訪れる頻度	過去1年間に学校に何度訪れたかを、「2回以下」を1、「3～5回」を2、「6～9回」を3、「10回以上」を4とした変数。
学力・意欲低下	最近の子どもや家庭、地域、学校の様子について、「子どもたちの学力が低下している」「子どもたちの学習意欲が低下している」の2変数(4件法)の加算変数。Cronbachの $\alpha=0.781$ 。
家庭・地域の教育力の低下	最近の子どもや家庭、地域、学校の様子について、「子どもたちの道徳心や公共心が低下している」、「家庭の教育力が低下している」、「学校に協力的でない家庭が多い」、「地域の大人が子どもにかかわらなくなっている」、「地域が安全でなくなっている」の5変数(4件法)の加算変数。Cronbachの $\alpha=0.729$ 。
教員・学校への信頼	最近の子どもや家庭、地域、学校の様子について、「先生の教える力が低下している」(反転)、「先生による指導力の差が大きい」(反転)、「学校の先生は信頼できる」、「学校は一人ひとりに応じた教育を行っている」(反転)の4変数(4件法)の加算変数。Cronbachの $\alpha=0.722$ 。
アカウントビリティ	子供が通学している学校について、「学校の教育方針を保護者に伝える」、「子どもの学校での様子を保護者に伝える」、「講演会などで子育てに役立つ情報を提供する」、「保護者が気軽に質問したり相談したりできるようにする」の4変数(4件法)の加算変数。Cronbachの $\alpha=0.694$ 。
学校開放	子供が通学している学校について、「いつでも自由に学校を見学できるようにする」、「学校で使っていない施設やスペースを保護者や住民に開放する」、「休日や放課後に子ども向けの体験活動やイベントを開催する」の3変数(4件法)の加算変数。Cronbachの $\alpha=0.680$ 。
教科指導への満足度	学校への取り組みへの満足度のうち、「教科の学習指導」、「宿題の内容や量」、「一人ひとりの学力や興味に応じた指導」、「学習の評価」、「学ぶ意欲を高めること」、「先生たちの教育熱心さ」、「生徒をまとめる力」の7変数(4件法)の加算変数。Cronbachの $\alpha=0.885$ 。
教科外指導への満足度	学校への取り組みへの満足度のうち、「文化活動」、「運動会などのスポーツ活動」、「道徳や思いやりの心を教えること」、「社会のマナーやルールを教えること」の4変数(4件法)の加算変数。Cronbachの $\alpha=0.820$ 。
経営参加ダミー	学校から要請されたら協力する、したいことについて、「学校の教育方針や目標を決める委員会への参加」、「学校の活動を評価する委員会への参加」、「PTAの役員」の3変数について、全て非選択の場合を0、1つ以上選択した場合を1とするダミー変数。
指導参加ダミー	学校から要請されたら協力する、したいことについて「『総合的な学習の時間』などの講師」、「授業での教師のアシスタント」、「クラブ活動・部活動などの指導」、「休日や放課後に行う体験活動や学習活動の指導」の4変数について、全て非選択の場合を0、1つ以上選択した場合を1とするダミー変数。
巡回参加ダミー	学校から要請されたら協力する、したいことについて、「学区の安全を守る巡回活動」の非選択の場合を0、選択した場合を1とするダミー変数。

### 3. 学校参加意思の規定要因

#### 3.1 経営参加の意思の規定要因

まず、「経営参加」の意思を従属変数とした二項ロジスティック回帰分析の結果を示したものが表2である。コントロール変数については、学校段階の中学ダミーが正に有意であり、中学生の母親の方が小学生の母親よりも、経営参加の意思を持ちやすいと言える。また、大卒ダミー、経済的ゆとりについてはどのモデルでも有意であり、学歴が高く、経済的ゆとりがある家庭の母親の方が、「経営参加」の意思を持ちやすいものと考えられる。一方、就労状況については有意でなく、働き方による差異は見られない。

次に、学校に訪れる頻度については正に有意であり、学校によく訪れる母親ほど経営に関わる意思を持ちやすいものと考えられる。これは、学校に対する協力姿勢を示すものではないかと考えられる。一般的な教育認識については、教員・学校への信頼が負に有意である。

このことは、教員・学校に信頼を抱く母親ほど、「経営参加」の意思を持ちにくくなることを示している。この影響力は、学校への希望や学校教育への満足度に関する変数を投入した上でもなお見られるため、保護者の学校や教員に関する一般的なイメージは経営参加への意思を規定する一つの要因となっていることが分かる。

さらに、学校への希望については、「アカウンタビリティ」と「学校開放」の変数がともに正に有意であった。これは学校に対して情報開示を求める母親や、学校の施設の開放などを求める母親の方が、そうでない母親よりも「経営参加」の意思を持ちやすいことを示す。学校の開放性を求めるニーズが、学校経営に関わる意思につながっていると見ることができる。

最後に「満足度」については、教科指導への満足度が負に有意となっていた。これは教科の指導についての満足度が高い母親ほど「経営参加」の意思を持ちにくいこと、逆に言えば、教科の指導について不満があるほど「経営参加」の意思を持ちやすくなることを示している。学校や教員への信頼が負の効果を持っていたことと合わせて考えると、「経営参加」は保護者の中で、学校の教育活動へのあり方に対して、批判的な意見を直接述べやすい参加の形態として捉えられている可能性がある。

表2 経営参加の意思の規定要因（二項ロジスティック回帰分析の結果）

		モデル1		モデル2		モデル3		モデル4	
		B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.
学校段階	中学ダミー	0.320	0.093 **	0.208	0.095 *	0.257	0.097 **	0.218	0.098 *
市郡規模	県庁所在地ダミー	-0.018	0.174	-0.035	0.175	-0.122	0.180	-0.127	0.180
	その他の市ダミー	-0.139	0.168	-0.126	0.169	-0.171	0.173	-0.169	0.173
(参照カテゴリ: 郡部)									
学歴	大卒ダミー	0.459	0.088 ***	0.434	0.090 ***	0.464	0.091 ***	0.464	0.091 ***
就労状況	常勤ダミー	0.153	0.119	0.138	0.120	0.197	0.123	0.206	0.123
	パート・フリーダミー	0.000	0.103	-0.007	0.104	0.008	0.106	0.007	0.106
(参照カテゴリ: 主婦)									
家族	子供の数	0.089	0.056	0.088	0.057	0.090	0.058	0.100	0.058
家計	経済的なゆとり	0.121	0.056 *	0.131	0.056 *	0.146	0.058 *	0.154	0.058 **
関わり	学校に訪れる頻度	0.469	0.050 ***	0.467	0.051 ***	0.405	0.052 ***	0.406	0.052 ***
教育認識	学力・意欲低下			0.067	0.038	0.066	0.039	0.055	0.039
	家庭・地域の教育力の低下			0.036	0.019	0.014	0.020	0.022	0.020
	教員・学校への信頼			-0.107	0.022 ***	-0.109	0.022 ***	-0.070	0.027 **
希望	アカウンタビリティ					0.157	0.031 ***	0.165	0.031 ***
	学校開放					0.151	0.029 ***	0.155	0.030 ***
満足度	教科指導への満足度							-0.049	0.018 *
	教科外指導への満足度							0.023	0.028
定数		-3.061	0.302 ***	-3.065	0.511 ***	-5.934	0.616 ***	-5.819	0.630 ***
	<i>-2 log likelihood</i>	3418.895	***	3366.232	***	3261.88	***	3253.773	***
	<i>df</i>	9		12		14		15	
	<i>N</i>	3098		3098		3098		3098	
	<i>Nagelkerke R<sup>2</sup></i>	0.072		0.095		0.140		0.144	

\*\*\* p<.001 \*\* p<.01 \* p<.05

### 3.2. 指導参加の意思の規定要因

次に、「指導参加」の意思を従属変数とした二項ロジスティック回帰分析の結果を示したものが表3である。

コントロール変数については、学校段階の中学ダミーが負に有意である。これは小学校の母親の方が、子供の指導に関わる意思を持ちやすいことを示しており、経営参加とは逆向きの方向を示している。中学校よりも小学校で体験活動が求められる機会が多かったり、中学校では教育内容が高度化し保護者が関わりにくくなるのが理由として考えられる。保護者の属性に関しては、大卒ダミーのみ正に有意であった。これは学歴が高い母親の方が「指導参加」の意思を持ちやすいことを示す。

表3 指導参加の意思の規定要因（二項ロジスティック回帰分析の結果）

	モデル1		モデル2		モデル3		モデル4		
	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.	
学校段階 中学ダミー	-0.179	0.084 *	-0.233	0.086 **	-0.183	0.088 *	-0.205	0.089 *	
市郡規模 県庁所在地ダミー	-0.172	0.155	-0.186	0.156	-0.313	0.159 *	-0.318	0.159 *	
その他の市ダミー	-0.265	0.149	-0.269	0.150	-0.336	0.153 *	-0.336	0.153 *	
(参照カテゴリ: 郡部)									
学歴 大卒ダミー	0.486	0.081 ***	0.461	0.081 ***	0.506	0.083 ***	0.505	0.083 ***	
就労状況 常勤ダミー	0.141	0.107	0.122	0.108	0.142	0.110	0.145	0.110	
パート・フリーダミー	-0.027	0.093	-0.029	0.094	-0.039	0.096	-0.038	0.096	
(参照カテゴリ: 主婦)									
家族 子供の数	-0.003	0.051	-0.004	0.051	-0.023	0.052	-0.019	0.052	
家計 経済的なゆとり	0.063	0.050	0.071	0.050	0.083	0.051	0.086	0.051	
関わり 学校に訪れる頻度	0.347	0.045 ***	0.335	0.045 ***	0.299	0.047 ***	0.299	0.047 ***	
教育認識 学力・意欲低下			0.010	0.034	0.009	0.034	0.003	0.034	
家庭・地域の教育力の低下			0.058	0.017 **	0.044	0.018 *	0.048	0.018 **	
教員・学校への信頼			-0.035	0.019	-0.033	0.020	-0.015	0.024	
希望 アカウンタビリティ					0.010	0.027	0.012	0.027	
学校開放					0.219	0.027 ***	0.220	0.027 ***	
満足度 教科指導への満足度							-0.028	0.016	
教科外指導への満足度							0.024	0.026	
定数	-1.446	0.265 ***	-2.049	0.453 ***	-3.646	0.536 ***	-3.627	0.548 ***	
-2 log likelihood	4005.065	***	3982.253	***	3886.462	***	3883.484	***	
df	9		12		14		15		
N	3098		3098		3098		3098		
Nagelkerke R <sup>2</sup>	0.062		0.072		0.111		0.112		

\*\*\* p<.001 \*\* p<.01 \* p<.05

次に、学校に訪れる頻度については正に有意であり、学校によく訪れる母親ほど指導に関わる意思を持ちやすいものと考えられる。学校によく訪れる保護者は、学校が求めているニーズに接する機会も多いことから、この結果は妥当なものであると考えられる。一般的な教育認識については、「家庭・地域の教育力の低下」を問題と考える母親ほど、「指導参加」の意思を持ちやすいことが明らかとなった。これは子供を取り巻く教育環境が悪化しているという認識を持つ母親が、自身で学校の教育活動に参加することによって、その埋め合わせ

を行っていかうとする心理として解釈できる。

さらに、学校への希望については、「学校開放」のみが正に有意となっていた。これは、自らに関わることで、学校の施設の開放や教育機会の充実を求める心理として解釈できる。最後に、満足度については「教科指導」、「教科外指導」のいずれもが有意でなかった。これは学校の教育活動への評価が、指導に関する参加の意思を直接高めるわけではないことを示すものである。

### 3.3. 巡回参加の意思の規定要因

さらに、「巡回参加」の意思を従属変数とした二項ロジスティック回帰分析の結果を示したものが表4である。

コントロール変数については、モデル1を除き、学校段階の中学ダミーが正に有意であった。これは中学校の母親の方が、学区の安全を守る巡回活動に関わる意思を持ちやすいことを示すものである。小学校の方が子供の安全への配慮が必要なものと考えられるが、実際には中学生の母親の方が意思を持ちやすいという推定結果になっている。

表4 巡回参加の意思の規定要因（二項ロジスティック回帰分析の結果）

		モデル1		モデル2		モデル3		モデル4	
		B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.
学校段階	中学ダミー	0.165	0.086	0.182	0.087 *	0.186	0.088 *	0.182	0.089 *
市郡規模	県庁所在地ダミー	0.183	0.166	0.183	0.167	0.183	0.168	0.166	0.168
	その他の市ダミー	0.311	0.160	0.304	0.160	0.302	0.161	0.296	0.161
(参照カテゴリ: 郡部)									
学歴	大卒ダミー	0.286	0.083 **	0.277	0.083 **	0.273	0.084 **	0.275	0.084 **
就労状況	常勤ダミー	-0.158	0.111	-0.171	0.112	-0.141	0.112	-0.143	0.112
	パート・フリーダミー	0.188	0.094 *	0.189	0.095 *	0.211	0.095 *	0.214	0.095 *
(参照カテゴリ: 主婦)									
家族	子供の数	0.263	0.052 ***	0.264	0.052 ***	0.278	0.052 ***	0.274	0.052 ***
家計	経済的なゆとり	0.161	0.051 **	0.165	0.051 **	0.168	0.052 **	0.165	0.052 **
関わり	学校に訪れる頻度	0.483	0.046 ***	0.475	0.046 ***	0.442	0.047 ***	0.439	0.047 ***
教育認識	学力・意欲低下			-0.016	0.034	-0.020	0.034	-0.019	0.035
	家庭・地域の教育力の低下			0.037	0.018 *	0.029	0.018	0.030	0.018
	教員・学校への信頼			0.033	0.020	0.033	0.020	0.011	0.024
希望	アカウントビリティ					0.120	0.027 ***	0.109	0.027 ***
	学校開放					-0.005	0.026	-0.007	0.026
満足度	教科指導への満足度							-0.003	0.016
	教科外指導への満足度							0.068	0.026 **
定数		-3.254	0.284 ***	-4.008	0.470 ***	-5.360	0.549 ***	-5.732	0.566 ***
<i>-2 log likelihood</i>		3892.844	***	3886.422	***	3861.168	***	3851.974	***
<i>df</i>		9		12		14		15	
N		3098		3098		3098		3098	
<i>Nagelkerke R<sup>2</sup></i>		0.091		0.094		0.104		0.108	

\*\*\* p<.001 \*\* p<.01 \* p<.05

保護者の属性に関しては、大卒ダミー、パート・フリーダミー、子供の数、経済的なゆと

りが正に有意であった。学歴が高い母親の方が参加の意思を持ちやすいことは「経営参加」、  
「指導参加」と共通する傾向である。さらに専業主婦に比べてパート・フリーで働く母親の  
方が参加意思を持ちやすいことも示されている。自由になる時間は専業主婦の方が多  
いものと考えられるが、実際の結果は異なっていた。試みに母親の年齢を統制した上で分析を行  
っても結果は変わらず、パート・フリーで働く母親が「巡回参加」の意思を持ちやすい傾向  
は頑健である。子供の数が多い母親も意思を持ちやすいが、これは学校や地域から巡回の活  
動に参加するよう呼びかけられる機会が多かったり、あるいは子供が多い分、治安に関する  
意識が高まるという理由によって説明されるものと考えられる。これに加えて経済的ゆ  
とりがある家庭の母親の方が「巡回参加」に参加しやすい傾向も見られる。

次に、学校に訪れる頻度については正に有意であり、これは「経営参加」、「指導参加」と  
共通する傾向である。以上のことから、学校によく訪れる母親ほど、学校に関わる意思を持  
ちやすいという正のフィードバックの構造にあると考えられる。一般的な教育認識につ  
いては、モデル 2 では「家庭・地域の教育力の低下」を問題と考える母親ほど、「巡回参加」  
の意思を持ちやすい結果となっているが、モデル 3 や 4 で、学校への希望や学校教育への  
満足度を投入すると有意でなくなっている。一般的な家庭や地域の教育力に対する認識よ  
りは、学校のアカウンタビリティを求める意識や、教科外の指導への評価という当該学校に  
関わる要素の方が、より直接的に協力の姿勢につながりやすいものと推測される。

さらに、学校への希望については、「アカウンタビリティ」のみが正に有意となっていた。  
これは、保護者が、学校からの情報伝達等が不十分であると感じ、活動に参加する中で情報  
を得ようとする心理として解釈できる。最後に、学校教育への満足度については、「教科外  
指導」が正に有意となっていた。学校の教育活動のうち、文化活動やスポーツ活動、ある  
いは子供の道徳心やマナーの向上への評価が高い母親の方が、地区の巡回活動という形で学  
校のサポートに回りやすい傾向があることを示している。

#### 4. 考察：学校参加を巡る論点

##### 4.1. 参加形態による差異

3.で示した分析結果の中で、個人レベルの変数で有意なものについて一覧にまとめたもの  
が表 5 である。

まず、保護者の属性については、学歴が高い母親の方が総じて学校参加の意思を持ちやす  
いこと、経済的ゆとりがある母親の方が学校経営や安全確保の活動に関わる意思を持ちやす  
いことが明らかとなった。逆に言えば、学歴が高くない母親や、経済的ゆとりがない家庭  
の母親は参加の意思を持ちにくく、先行研究の指摘する通り、広く参加に関する仕組みを整  
えたとしても、特定の層の母親に参加が偏る可能性がここに示されている。

表 5 保護者の学校参加意思の規定要因の比較

	変数名	経営参加	指導参加	巡回参加
学歴	大卒	+	+	+
就労状況	常勤職			
	パート・フリー			+
家族	子供の数			+
家計	経済的なゆとり	+		+
関わり	学校に訪れる頻度	+	+	+
教育認識	学力・意欲低下			
	家庭・地域の教育力の低下		+	
	教員・学校への信頼	-		
学校への希望	アカウンタビリティ	+		+
	学校開放	+	+	
満足度	教科指導への満足度	-		
	教科外指導への満足度			+

次に、学校を訪れる頻度については、どの形態の参加意思に対しても肯定的な影響力を持つことが示されている。このことは、保護者に様々な面での参加を求める場合に、保護者との日常的な関係が持つ影響力が小さくないことを示しており、学校が保護者との関わりの機会を増やせば、より参加の意思が強まるという関係にあるものと推測される。ただし試みに、レベル 1（個人レベル）に今回の分析で用いた変数を投入し、レベル 2（学校レベル）に、保護者が学校を訪れる頻度の学校平均値を投入したマルチレベル分析を行ったところ、学校に関わる頻度の平均値は、参加意思に負の影響を及ぼすという結果が得られたことに留意が必要である。このことは、学校と保護者との関わりが一定レベルに達した学校では、保護者が参加意思を持ちにくくなる可能性を示している。学校が保護者と日常的な関係を築くことは重要であるが、最適な関係のあり方も存在するのかもしれない。

さらに、学校への希望については、学校からの情報面での開示に対する希望が高い場合は、経営に関わる意思や安全確保の活動に関わる意思が高まり、学校の施設開放や教育機会の充実を望む場合には、経営や指導に関わる意思を持ちやすいことが示されている。このことは、学校に対してより開放的であることを望む母親の方が、参加意思が高いという認知的構造を表すもので、学校の教育活動だけでなく、学校の外部への開放性に対する評価も、参加意思に関わる重要な規定要因であることを示している。

最後に、学校教育への満足度については、教科に関わる指導への満足度が低い場合に経営に関わる意思が高まり、教科以外の指導への満足度が高い場合には、安全確保の活動に関わる意思が高まることが示されている。前者については、現在の教育活動に満足しているから関わらなくても十分であるという判断（満足ゆえの不参加）なのか、それとも教育活動に不満であることを経営レベルへの関わりを通じて改善していこうとする意思（不満ゆえの参加）であるのか解釈が分かれる。一般的な教育認識のうち、教員・学校への信頼が低いほど、経営参加への意思を持ちやすいことを合わせて考えると、不満ゆえの参加という解釈が支



持されるように思われるが、別途検証が必要である。後者については、教科以外の指導への評価の高さが安全確保の活動への意思を高めることから、保護者に周辺的な部分での関わりを求める場合には、学校が授業外の取り組みを充実させ、その成果の発信を行うことが重要であると考えられる。

#### 4.2. 学校参加の持つ意味

ここまで、学校参加の形態別に、参加意思の規定要因について分析と考察を行った。分析では、先行研究で指摘されているように、保護者の学歴や、家庭の経済的ゆとりが重要な規定要因であることが明らかとなった。これに加えて、保護者の属性という要因を統制した上でもなお、日常的な学校と保護者との関係や、学校の開放性や教育活動に対する保護者の評価が、参加の意思に影響を与えていることが明らかになった。この分析結果は、学校が保護者の参加を望む場合、保護者との日常的な関わりのある方や、教育活動の内容、あるいは外部への開放性などについて見直すことが必要であることを示している。

今回の分析結果からは、保護者が学校参加を単なる学校のサポートとしての活動と見なすのではなく、自らの意思を表明する重要な機会や回路として捉えている可能性を読み取れる。例えば、学校の教育活動に不満を持つ母親が、経営参加の意思を持ちやすいことや、学校を開くことをどの面で望むかによって、母親の参加意思が異なるということが示されていた。このことは、保護者が学校の活動をどのように捉えているかによって、自らの学校への関わり方を変化させていくという主体的な保護者像を示すものである。学校が保護者に対して積極的な関わりを求めるのであれば、日常的な関係を築くことが重要であるのはもちろんのこと、自らの教育活動や開放の程度が、保護者にどのように評価されているかという点に目を向けることも重要となる。

1.で見たように、2000年代に入り学校参加に関わる制度や事業が整えられたことによって、保護者が学校に関わる際の障壁は低くなり、学校と保護者との関係がより密接になる可能性が開かれることとなった。加えて、今回の分析結果が示しているのは、学校が望むような形で保護者が参加するという一方向的な関係ではなく、保護者が学校参加という回路を用いて学校への日常的な評価を示していくという双方向的な関係である。この点については、学校が教育内容を充実させ、外部に対する積極的な情報発信や、教育機会の充実を図ることで、保護者の学校参加意思を弱めるという可能性も存在する。しかし、学校への参加とはそれ自体が目的ではなく、学校のアカウンタビリティを高め、教育活動を充実させていくための1つの手段であることを考えれば、このような保護者の認知構造は、当然かつ望ましい結果とも言える。

#### 4.3. 今後の研究課題

本研究では、ベネッセ総合教育研究所の実施した「学校教育に対する保護者の意識調査」

の二次分析を通じて、保護者の学校参加意思の規定要因を分析した。今回得られた分析結果と密接に関連する研究課題を2つ挙げておきたい。

1つは、今回の分析結果と、2004年調査・2008年調査の分析結果との比較を行うことである。学校参加意思が、保護者の属性だけでなく、教育認識や満足度などの保護者の認知的要素とも密接な関連を持つ以上、2000年代に参加に関する制度や事業が身近なものとして定着するにつれ、その構造は徐々に変化している可能性がある。幸いなことに、「学校教育に対する保護者の意識調査」は継続実施校を多く含んだ形で、ほぼ同様の質問項目で実施されており、異なる時点間の比較を行うことが容易である。この特性を活かし、各時点での参加意思の規定構造を比較することが第1の課題である。

もう1つは、個人レベルの分析でなく、学校レベルの要因も含めたマルチレベル分析を行うことである。すでに、学校レベルと個人レベルで、学校への関わりの頻度が逆向きの影響を及ぼす可能性を指摘した。本研究で示したように、学校への参加の意思が日常的な保護者と学校との関わりの状況や、保護者による学校の教育活動や開放性への評価によって左右されるのであれば、各学校における満足度や希望に関する平均的な水準が、保護者個人の参加の意思に影響を及ぼす可能性は排除できない。「学校教育に対する保護者の意識調査」は、全国の小中学校を選んだ上で、学校を通じて調査票を配布している。この調査方法上の利点を活かし、今回の分析に基づいたマルチレベル分析を実施することが、結果の妥当性を検証する上で重要な作業になるものと考えられる。

これらの点については、今後の課題にしたい。

#### 〔付記〕

〔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「学校教育に対する保護者の意識調査、2012」（ベネッセ教育総合研究所）の個票データの提供を受けました。

#### 〔謝辞〕

報告書の執筆に際しては、研究会の皆様には様々なご助言を頂いただけでなく、報告会ではコメントーターの須藤康介氏（明星大学）からも貴重なコメントを頂きました。記して感謝を申し上げます。

#### 〔注〕

- 1) ただし、2004年調査では学校への関わりに関する変数が存在しない。
- 2) 分析に用いた変数の記述統計量は、表6の通りである。

表 6 分析に使用した変数の記述統計量

	度数	最小値	最大値	平均	標準偏差
中学ダミー	3,098	0	1	0.36	0.48
県庁所在地ダミー	3,098	0	1	0.37	0.48
その他の市ダミー	3,098	0	1	0.55	0.50
郡部ダミー	3,098	0	1	0.08	0.27
常勤ダミー	3,098	0	1	0.36	0.48
パート・フリーダミー	3,098	0	1	0.27	0.44
主婦ダミー	3,098	0	1	0.47	0.50
大卒ダミー	3,098	0	1	0.24	0.43
子供の数	3,098	1	4	2.33	0.76
経済的なゆとり	3,098	1	4	2.21	0.78
学校に訪れる頻度	3,098	1	4	2.69	0.91
学力・意欲低下	3,098	2	8	6.30	1.29
家庭・地域の教育力の低下	3,098	7	25	15.60	2.44
教員・学校への信頼	3,098	4	16	8.95	2.15
アカウントビリティ	3,098	4	16	13.04	1.72
学校開放	3,098	3	12	8.36	1.74
教科指導への満足度	3,098	7	28	18.94	3.61
教科外指導への満足度	3,098	4	16	11.64	2.00
経営参加ダミー	3,098	0	1	0.26	0.44
指導参加ダミー	3,098	0	1	0.39	0.49
巡回参加ダミー	3,098	0	1	0.38	0.48

〔参考文献〕

- Bryk, Anthony S. and Barbara Schneider, 2002, *Trust in Schools: A Core Resource for Improvement*, Russell Sage Foundation.
- 葉養正明, 2005, 「学校経営者の保護者・地域社会, 子どもとの新たな関係」『日本教育経営学会 紀要』47: 36-46.
- 広田照幸, 2004, 『思考のフロンティア 教育』岩波書店.
- Hirschman, Albert O., 1970, *Exit, Voice, and Loyalty: Responses to Decline in Firms, Organizations and States*, Harvard University Press. (= 矢野修一訳, 2005, 『離脱・発言・忠誠——企業・組織・国家における衰退への反応』ミネルヴァ書房.)
- 岩井紀子・保田時男, 2007, 『調査データ分析の基礎——JGSS データとオンライン集計の活用』有斐閣.
- 岩永定・佐藤義彦, 1992, 「親の学校教育参加に関する調査研究」『鳴門教育大学研究紀要 教育科学編』7: 199-215.
- Lareau, Annette, 2000, *Home Advantage: Social Class and Parental Intervention in Elementary Education*, Rowman & Littlefield (2nd ed) .
- 文部科学省, 2007, 「学校評議員制度及び学校運営協議会設置状況調査結果の概要」

[http://warp.ndl.go.jp/info:ndljp/pid/286794/www.mext.go.jp/b\\_menu/houdou/19/03/07032712/001.htm](http://warp.ndl.go.jp/info:ndljp/pid/286794/www.mext.go.jp/b_menu/houdou/19/03/07032712/001.htm) (最終アクセス日：2014年2月5日)

文部科学省, 2013, 「コミュニティ・スクールの指定状況 (平成25年4月1日)」

[http://www.mext.go.jp/a\\_menu/shotou/community/school/detail/1335832.htm](http://www.mext.go.jp/a_menu/shotou/community/school/detail/1335832.htm) (最終アクセス日：2014年2月5日)

中島隆信・中野諭・今田俊輔, 2004, 「わが国のボランティア活動——『社会生活基本調査』の個票データによる観察結果」PRI Discussion Paper Series No.04A-24, 財務省財務総合政策研究所.

仲田康一, 2011, 「学校運営協議会による保護者啓発の論理と帰結」『教育学研究』78(4): 450-462.

仁平典宏, 2003, 「『ボランティア』とは誰か——参加に関する市民社会論的前提の再検討」『ソシオロジ』147: 93-109.

荻野亮吾, 2010, 「母親の学校参加意思と教育認識の関係についての分析——参加形態の差異に着目して」『日本学習社会学会年報』6: 66-76.

佐藤晴雄, 2006, 「大人の学校参画の観点から——学校・地域連携による大人の学びの創造」『日本学習社会学会年報』2: 5-8.

露口健司, 2014, 「ソーシャル・キャピタルと教育」稲葉陽二他『ソーシャル・キャピタル——「きずな」の科学とは何か』ミネルヴァ書房, 97-126.

山田哲也, 2009, 「保護者が抱く不安のゆくえ——不安による離脱か, 不安ゆえの協力あるいは監視か?」『学校教育に対する保護者の意識調査 2008 報告書』(研究所報 Vol.50) ベネッセ教育研究開発センター, 106-121.

山下絢・岡田聡志, 2007, 「学校教育に対する保護者意識の実態——ターゲット・プロファイリングによる『学校教育に対する保護者の意識調査』の二次分析」『第7回 SPSS 研究奨励賞受賞論文』[http://www.spss.co.jp/ronbun/archives/2007/pdf/prize1\\_yusyu\\_i.pdf](http://www.spss.co.jp/ronbun/archives/2007/pdf/prize1_yusyu_i.pdf) (最終アクセス日：2009年12月1日)



## 中学受験の規定要因

——「学校外教育活動に関する調査（2009年,2013年）」を用いた分析——

田中 規子

(お茶の水女子大学)

本研究は中学受験の決定要因を浮き彫りにすることを第一の目的とする。まず、中学受験の決定メカニズムを構造モデル (SEM) から系統的に捉えた。結果は、世帯収入や親学歴などは中学受験の決定に有意な影響を与えているが、世帯収入の影響は、必ずしも大きくはなく、むしろ子どもへの期待学歴の高さが中学受験の決定には大きな影響を与えていることが示唆された。次に、この結果を踏まえた上で、受験を「する予定 (した)」群、「まだ決めていない」群、受験は「しない予定 (しなかった)」群を被説明変数とした多項ロジット分析を行い、世帯収入、親学歴、期待学歴の影響の大きさに着目した。子どもが男子の場合、受験は「しない予定 (しなかった)」群をベースアウトカムにした場合、母の教育年数が1年増えると、中学受験を「する予定 (した)」群を1.37増加させる。女子の場合は、父の教育年数が1年増えると、中学受験を「する予定 (した)」群を1.20増加させることが明らかとなった。構造モデル (SEM) で得られた結果を踏まえれば、中学受験の決定には、世帯収入の影響以上に、親学歴、子どもへの期待学歴の影響が大きいことが頑健に検出された。

### 1. 研究の背景

#### 1.1 研究の意義と目的

景気が悪くても一定程度の需要があるのが国立・私立中学へのいわゆる中学受験である。中学受験は全国的には、それほど主流な受験ではないと言っても過言ではないが、国立・私立中学の在籍者数から判断すれば、その数は決して少ないとは断言できない。

1990年以降、国立・私立中学に通っている生徒は徐々に増えていき (図1参照)、2014年には全国の約8%が国立・私立中学に通っている。その数は、決して無視できるほど小さなものでもないだろう。

特に、首都圏を中心に中学受験のニーズは過去においても、現在においても全国的にはもっとも多い。そして、中学受験人口は、首都圏では現在もなお増え続けている。その数は2万人規模とも3万人規模とも言われ、ここ数年の東京都の中学受験率は、男女合計で約20%の水準で推移している。この数字は東京都内の小学校に通う5人に1人の児童が国立・私立中学を受験していることを示唆している (図2参照)。

なぜ、東京都をはじめとする首都圏で、中学受験が盛んなのだろうか。1つには、名門と言われる国立大学あるいは私立大学が東京都に多く集まり、その多くが私立大学ではあるが、中学校も附属校として配属されている点にある。これは、仮に名門大学の附属中学に合格できれば、大学の進路がほぼ約束されるという意味で、一度の中学受験で大学までの将来像が描きやすいというメリットがある。

2つには、たとえ大学附属の一貫校でなくても、名門国立・私立大学への進学を有利にさせるためだと言われている。つまり、中学受験は、名門大学へ入るための最初の登竜門として、中学受験をしている可能性があるからだ。

このように、最終的な目標は大学入試に置きつつも、その目的を果たす1つの方法として、中学受験をしていることは十分に考えられる。

このため、加熱する中学受験を揶揄する声がある一方で、中学受験は子どもへの教育投資と考えている親も多く、国立・私立中学へ入学させることが、子どもへの愛情として捉えている者が多い。

それは、中学受験を成功させるためには、それ相応の費用が掛かるからである。つまり、学習塾や家庭教師を頼むといった一連の受験準備には継続的に費用が掛かるため、合格するために、経済的にも精神的にも親子ともども覚悟が必要となるからである。今や、中学受験は小学校段階における重要な進路選択の1つとなっていることは、間違いないだろう。

まず、中学受験の全国的な概観を捉えるために、文部科学省「学校基本調査」の中にある「国立・私立中学の在籍者」から、中学受験の需要を推測することにする。これは、中学入試を実際に行った児童の政府統計がないため、国立・私立中学の在籍者率から、中学受験の需要をおおまかに予測するものである。つまり、国立・私立中学校へ入るには、入学検定(試験)を行っているため、そこに在籍する学生数を知ることが、すなわち、中学受験者数をおおまかに捉えることができると考えたからである。

図1「全国国立・私立中学の在籍者比率の変化」が示しているように、国立・私立中学校に在学している生徒の比率は約8%となっているため、実際に受験をした受験生はそれ以上、すなわち不合格者も一定数いるため、8%以上だと推測する。

たしかに、中学受験と言えば、首都圏で見られる特異な受験現象のように捉えられがちだが、「国立・私立中学の在籍者」から推測すれば、全国的には8%~9%の児童が受験を行っているだろう。そして、この数字は、決して無視できるほど小さな値とは言えないのではないか。

このように中学受験は、児童の重要な進路選択の1つでありながら、中学受験というものは、首都圏を中心とする特殊な受験と考えられることが多く、中学受験に関する研究の蓄積はそれほど多くはないことを踏まえて、本研究は、中学受験の決定要因を明らかにすることを主な研究目的とする。

本稿では、第一に、何が中学受験を決定づけるのか、そのメカニズムを明らかにする。ここでは、中学受験を決定する要因を①母学歴、②父学歴、③世帯収入、④子どもへの期待学歴から説明しようとするものである。

子どもの教育需要を検証する研究には、親学歴、世帯収入など家庭環境から説明するものが既にある。それら既存の研究を踏まえた上で、親学歴であれば、父母のどちらの学歴の影響が中学受験により大きな影響を与えるのか。また、親学歴が与える影響は子どもの性別に

よって異なるのか、最後に中学受験を決定づけるのは親学歴の効果なのか、それとも世帯収入の効果なのか、それとも期待学歴なのか、これらの効果の大きさを相対危険度 (relative risk ratios) から説明することを目的とする。

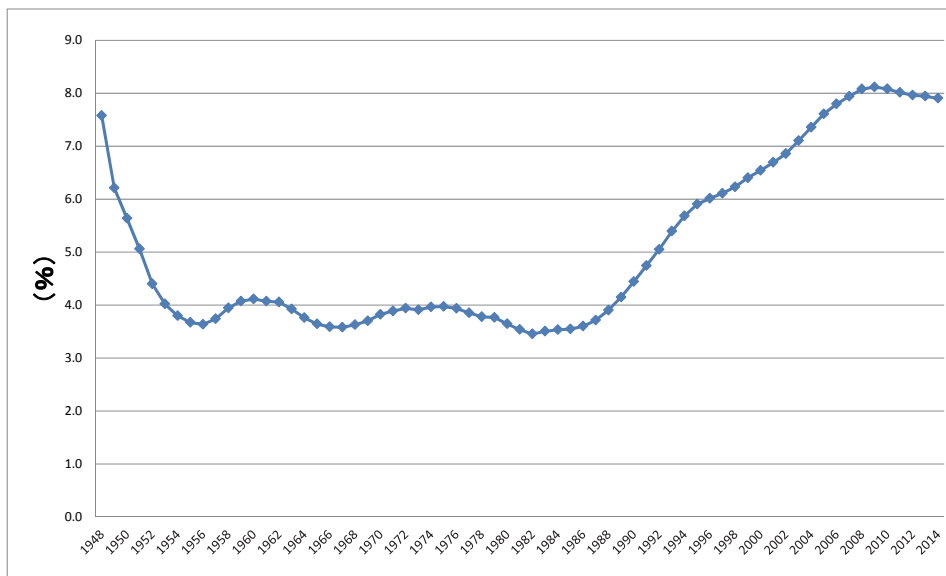


図 1 「全国国立・私立中学校の在籍者比率の変化」

出典：文部科学省「学校基本調査「在学者数」」総務省統計局より入手・作成

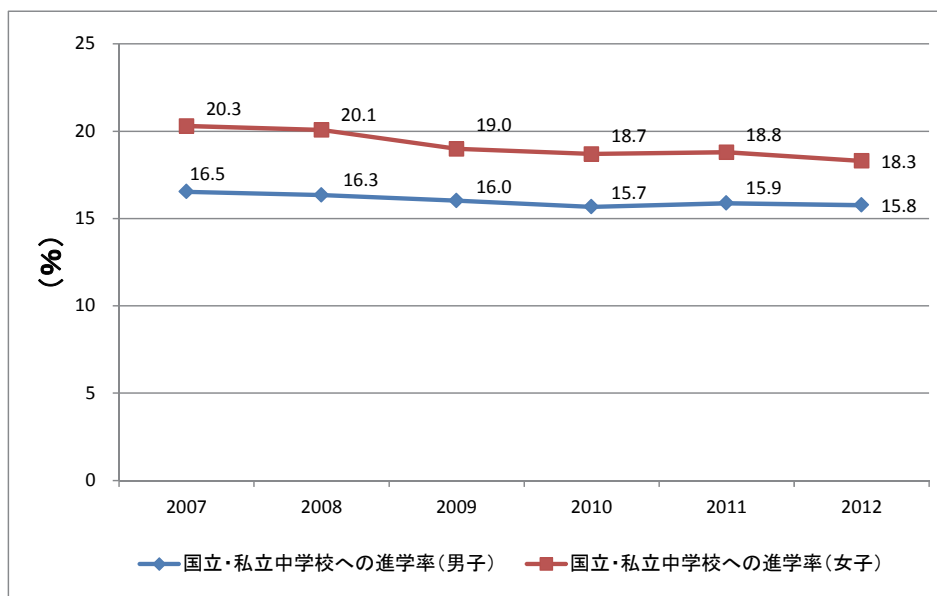


図 2 「東京都の国立・私立中学への進学率の変化」

出典：東京都教育委員会「平成 25 年度都内の中学校への進学者」より作成

## 2. 先行研究

### 2.1 人的資本論とシグナリング理論

教育の経済分析は、多数の知見の蓄積がある。たとえば Schultz, T (1961) や Becker, G (1975)



が、人的資本論 (human capital) を確立して以来、教育のアウトカムを経済学的に分析する研究が進められ、現在では教育の経済学は重要な研究分野として注目されている。小塩隆士、妹尾渉 (2003) によれば、われわれは、より良い仕事の機会を得るために、直接、教育という人的投資 (investment in human capital) を行っていることを、Schultz (1961)、Becker, G (1975) の人的資本論から説明している。

Becker, G (1975) の人的資本論とは教育と能力の間には正の相関があることを見出し、能力の大きさを教育年数でシグナリングすることであった。もちろん、能力を測る手段はこれだけではなく、伝統的な手法には、知能検査、適正検査、学業成績などがある。しかし、Becker, G (1975) は、能力が高い人は学歴も高く、学歴が高い人は生涯収入も高いという一定の傾向を示した上で、能力が高い=高収入で表現している。つまり、高い収入を得られる人は、高い能力が高いから、生涯稼ぎ続けられるのだという仮定を置いている。Becker, G (1975) のエッセンスを簡単に示すと、 $Y$  (収入=能力) =  $X + rC$  から定義できるという。 $X$  は人的資本投資、 $r$  は平均収益率、 $C$  は総投資費用であり、もしも  $X$  の人的資本投資が 0 で、総投資費用  $C$  が一定であった場合、能力は平均収益率  $r$  にのみ依存することになる。

つまり、 $C$  が一定であるという仮定のもとでは、能力を高くするのであれば、今 0 の  $X$  の人的資本投資量、すなわち学歴 (教育年数) を増やせば、能力は高くなるということになる。だから、一般的に有能と言われる人ほど、教育を続け、多くの (教育) 投資をするから、学歴が高い=能力が高いという図式が成り立つという解釈である。

しかし、こうした人的資本論の考え方の対極に、Spence (1973) のシグナリング理論、Stiglitz (1975) のスクリーニング理論がある。両者の理論に共通する考え方は、高等教育を受けたり、あるいは有名校を卒業できたりするのは、そもそも能力が高い者だから、教育による能力の向上を反映したものではなく、個人にもともと備わっている能力の差を反映したものだという解釈である。つまり、大学卒業者の方が高校卒業者よりも賃金が高いのは教育による収益ではなく、もともとの能力による収益であり、みかけ上の相関であると述べている。

このスクリーニング理論を支持する研究として、日本では橋木俊詔 (2009) がその代表例である。橋木 (2009) は、この仮説をもとに、いくつか興味深い示唆をしている。学歴が低くても生涯賃金が大卒より多い人は一定数いるという指摘や、銘柄大学とそうでない大学卒での企業内昇進に格差が存在している点は、人的資本論では説明できないという示唆である。この論点について、学歴が低くても生涯賃金が大卒よりも多い人が、一定数いることに留意は必要である。

また、企業内昇進については、仮に特定の大学学部出身者の多くが人事の決定権を握っていたとしたら、それは本人の能力のシグナリングというよりも人事権を握っている企業側の母校出身者への期待と優遇、あるいは学閥による権力行使と言えないこともない。人的資本論もスクリーニング理論あるいはシグナリング理論も現在なお論争の中にあるが、それでも教育経済学をけん引してきた主流の 2 大理論であり一様に支持されている。

## 2.1 中学受験の研究と親の所得と子どもの教育水準

日本で受験の研究となると、その多くが大学進学に関わる実証研究である。中等教育における受験研究の中で、親の教育投資行動を扱った研究は、松浦克己・滋野由紀子（1996）、片岡栄美（2009）、田中隆一・山本雄三（2009）があるが、それほど多いわけではない。海外ではいくつかあるが、ここでは直接関連する2つの論文をあげておく。Maurin, Eric(2001)は、親の収入と中等教育の子どもの学校教育成果（children's performance at school）との相関は無視できないため、子どもの学業成績（performance）に影響を与える観測不能な要因から親の収入効果を除去するために、祖父の社会経済的地位を使うことで、子どもの教育に与える親の所得効果を推計している。結果は、親の貧困（parental poverty）は、子どもの性別や年齢（クラス内の年齢）あるいは親の学歴（parents' education level）よりもずっと大きい効果を中等教育段階の子どもに与えるという結果を導いている。

つまり、親の貧困の継承が子どもの教育により大きな影響を与えるため、相対的に貧しい家庭への所得移転を増やすという国の政策が子どもの学業成績（performance）には潜在的に大きな影響を与えることを示唆している。日本のように相対的に高学歴の者が高所得を得ている社会では、フランスとは学歴が持つ意味が異なるだろう。しかし、親の貧困が子どもの学業成績（performance）にも影響を与えるという結果は興味深い。

また別の研究では、Blau,M,David(1999)がある。Blau（1999）の主張は、恒常的な所得（permanent income）は子どもの発達にかなり大きな影響を与えるものの、相対的に小さな影響だと述べ、子どもの学業成績（performance）には、所得よりも家庭事情の特性（family background characteristics）が重要であるとBlau（1999）は示唆している。Blau（1999）の主張は子どもの教育には所得も重要だが、その影響力は考えているほど大きなものではないという示唆であろう。

ところで、日本ではそれほど中学受験の研究が盛んでないのは、東京を中心とした関東地域に集中した偏った入試だからと考える。しかし、冒頭で示したとおり、全国の国立・私立中学在籍者率は1990年以降、統計ととりはじめた1948年よりも高い水準を保ちつつ増加の一途を辿っていることから（図1）、中学受験を決定させるメカニズムを明らかにすることは一定の意義があると考えられる。

本稿は、中学受験の決定メカニズムについて、世帯収入、母学歴、父学歴、子どもへの期待学歴を中心に、その決定要因を分析した研究である。

子どもの教育の研究、ここでは中学受験は何によって決まるのかという点について、経済学、教育社会学の分野から最近の実証研究を抑えておく。教育需要の分析は、大学教育レベルに限られていない。松浦・滋野（1996）は、『家計調査』、『貯蓄動向調査』の個票に基づき、小・中学校レベルにおける私立校の選択と塾通いの選択を、家族の属性で、どの程度説明できるかを分析している。私立校の選択と塾通いの選択は必ずしも同時決定でないこと

が示されたほか、私立校の選択に関する分析では、親の所得・資産が多いほど、また、父親が社会的地位の高い職業に就いているほど、私立校を選択する傾向があること、塾通いの傾向についても同様な傾向が見られることが確認されている。

また、塾通い等に必要な学校外教育費の支出額に関する分析では、所得が有意に正の影響を及ぼしていることが示されている。この結果から、子どもが私立中校に在籍するかは、親の所得の影響が大きく、私立校に在籍する以前の学校外教育、すなわち進学塾などの支出も無視できないため、親の所得が、子どもが私立校へ行くためには、とても重要な要因であることが示唆されている。

また、国立女性教育会館「子どもへの学歴期待（1994,2005）」『家庭教育に関する国際比較調査』によれば、親が子どもに望む学歴は親の学歴とかなり関連していることを示している。たとえば父母ともに大卒の場合、子どもが女子であれ、男子であれ、大学卒業の学歴を期待する割合が増える。この統計では、夫婦ともに同じ学歴であることを前提とした子どもへの期待学歴のため、父学歴が大学院、母は大学というような学歴の差があることは考慮されていない。本稿では、父と母の学歴を分けた上で、父や母が娘あるいは息子に大学卒であることをどれだけ期待しているか割合を示したが、国立女性教育会館「子どもへの学歴期待（1994,2005）」『家庭教育に関する国際比較調査』と同様に、親の期待学歴は男子の方が高いことが統計からは示唆された。

子どもへの親の学歴期待が教育投資行動に影響を与える研究に田中隆一（2013）がある。田中（2013）は、親の期待も重要な要因であり無視できないことを示しているが、田中（2013）の資料「アメリカの家計データ」Ortega and Tanaka(2007)では父学歴は息子に、母学歴は娘に影響を与えていることが示唆されている。

もう1つ、子どもの性別によって親の期待学歴がどのように異なるのか論じた研究は片岡栄美（2001）がある。片岡（2001）は、中学3年生の成績に及ぼすジェンダー差について、学校外教育投資のジェンダー分析を行っている。男子と女子では、教育投資だけでなく子どもの教育達成についても、異なる戦略がとられていることを示唆している。どうやら、教育投資行動において、男子か女子で親の戦略が異なり、子どもの性別は無関係ではないことが示唆されている。そうだとすれば、中学受験についても、子どもの性別の違いによって親の受験戦略の違いが反映される可能性はある。

親学歴と小・中学校の受験について論じた研究に片岡栄美（2009）がある。片岡（2009）は、小・中学受験をめぐる親の教育戦略について、社会階層、社会的閉鎖性、リスク、異質な他者への寛容性、文化資本、社会関係資本の概念を用いて、社会的に検討している。

片岡（2009）の示唆は、受験家庭と非受験の家庭の階層差は大きく、受験は階層現象であるが、受験の規定要因は高学歴の母親の影響が最も大きいことを示唆している。本稿は中学受験に絞っているが、母学歴が受験に影響を与えている点は、片岡（2009）と整合的である。

窪田康平（2013）は、親の所得が子どもの教育水準に与える影響について論じたもの、窪

田（2013）は、親の所得の変化を考慮するため、パネルデータを用いて分析している。窪田（2013）の結果は、親の所得が増えると子どもの教育年数が増える＝学歴が上昇することを確認している。また、親の所得以外の非金銭的得要因（祖父の学歴）が影響していることが示唆されている。この結果は、子どもの学歴獲得には祖父の学歴も無視できないこと、つまり祖父と父の2代にわたる学歴効果が現在の子どもの学歴獲得に影響を与えるという重要な示唆をしている。

このように子どもの教育に関する研究は教育社会学だけでなく経済学の方野においても、とても感心の高い研究分野である。今回は一時点のクロスデータをプーリングして、中学受験の決定要因を、世帯収入、母学歴、父学歴、子どもへの期待学歴から説明するものであり、中学受験の決定要因に関する知見の蓄積に貢献するものである。

### 3. 分析方法

#### 3.1 分析データの記述的概観

図3は、中学受験の比率を地域別に示したグラフである。関東地方は全国でもっとも中学受験率が高い(22.2%)。しかし、中国地方(16.9%)、近畿地方(13.9%)、四国地方(11.1%)、九州地方(11.4%)も思いのほか中学受験を「する予定(した)」比率が高いことがわかる。地方の中学受験比率は、男子の名門私立中学校と関連しているかもしれない。

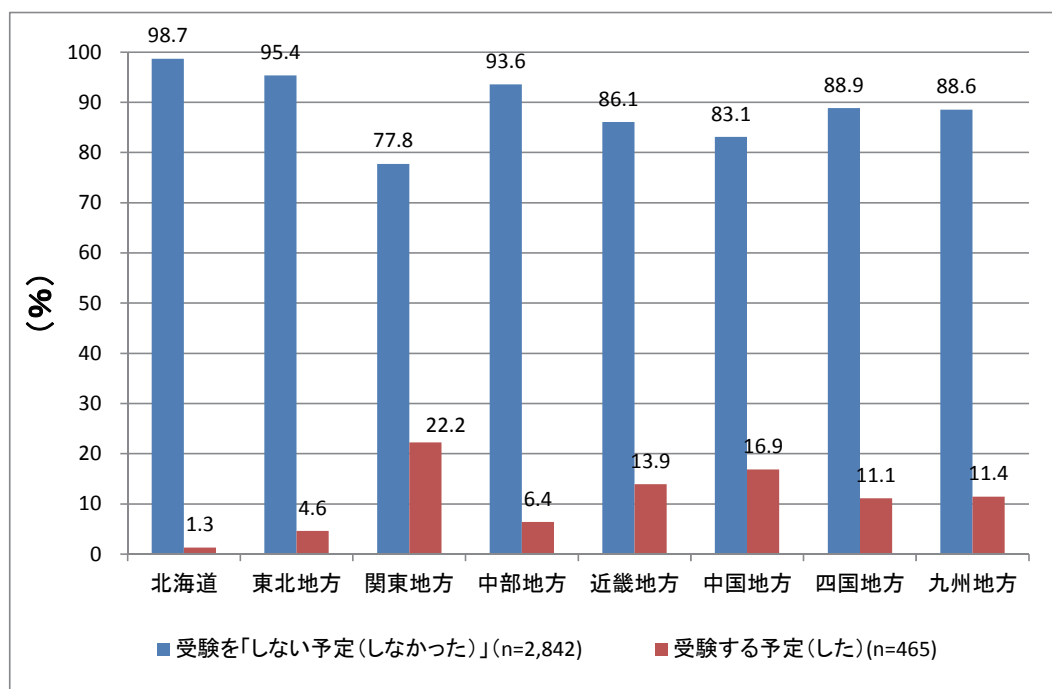


図3 「全国ブロックと中学受験を「する予定(した)」(10歳~12歳)の関連」

出典：ベネッセ「学校外教育活動に関する調査(2009年と2013年)」より筆者作成

図4は、世帯収入と中学受験を「する予定(した)」、あるいは「しない予定(しなかつ

た)」群の関連を示したグラフである。世帯収入が多いと中学受験をする確率が高くなることが裏付けられる。いったん、中学受験をすることを決めれば、相当な学校外教育費が子どもに投資されることが考えられ、それだから、世帯収入と子どもの中学受験の間には強い相関があることが予測できる。図4の示唆は、世帯収入800万円～1,000万円未満は中学受験を「する予定(した)」は32.2%、1,500万円以上は、その比率が76.7%と増加する点は注目に値する。

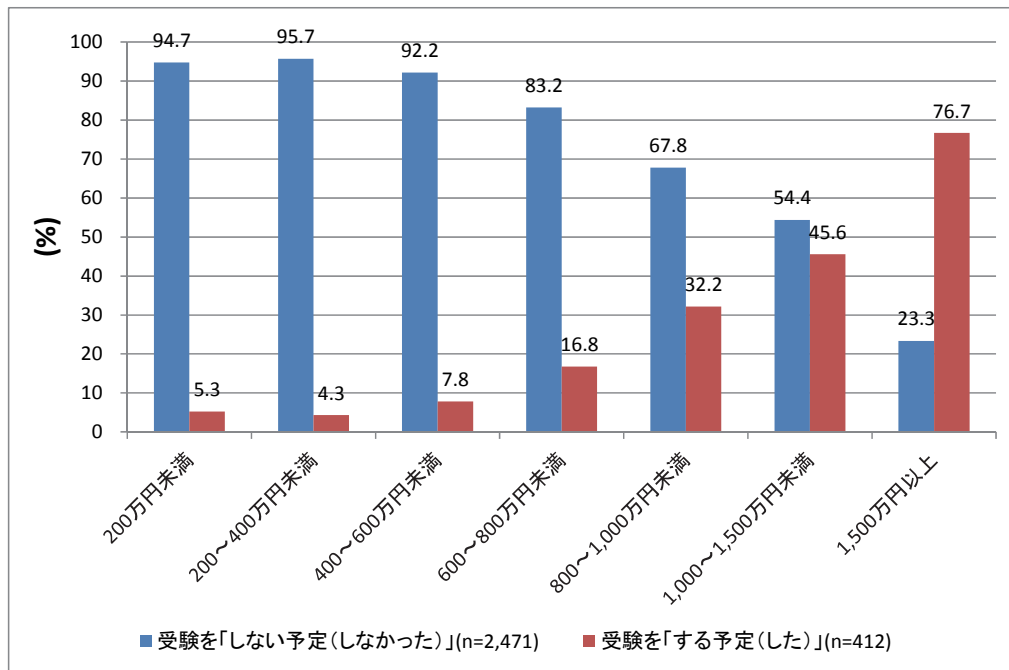


図4「世帯収入と中学受験を「する予定(した)」(10歳～12歳)の関連」

出典：ベネッセ「学校外教育活動に関する調査(2009年と2013年)」より筆者作成

図5は、母学歴と子どもの高学歴嗜好の関係をグラフで示している。「子どもにはできるだけ高い学歴を身につけさせたいか」という質問に対して、母親の学歴が高くなるほど、「とてもそう」思うと答える比率が高くなっている(27.4%)。

図6は、父学歴と受験を「する予定(した)」子どもの期待学歴＝大卒願望をクロス集計した図である。父親が大学院を卒業している場合、娘(女子)への期待学歴＝大卒願望は6割を超え、父親の学歴の高さが女子への期待学歴＝大卒願望高くなる傾向が示唆されている(63.3%)。一方、父親の学歴が中学卒業の場合は、息子(男子)への期待学歴＝大卒願望が90.9%と高くなり、とても特徴的である。

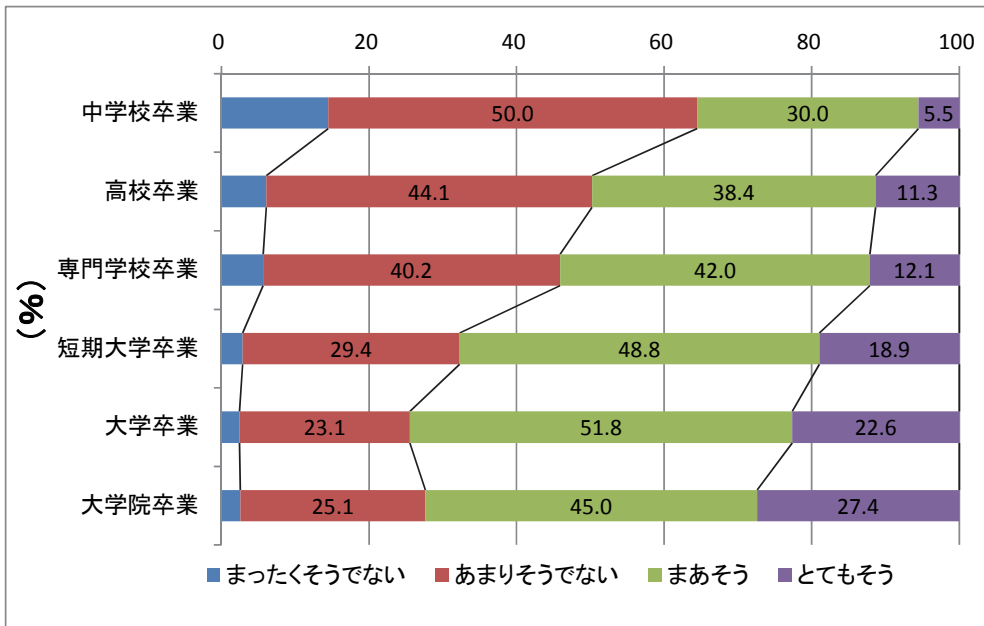


図 5 「母学歴と子どもの高学歴嗜好」

出典：ベネッセ「学校外教育活動に関する調査（2009年と2013年）」より筆者作成

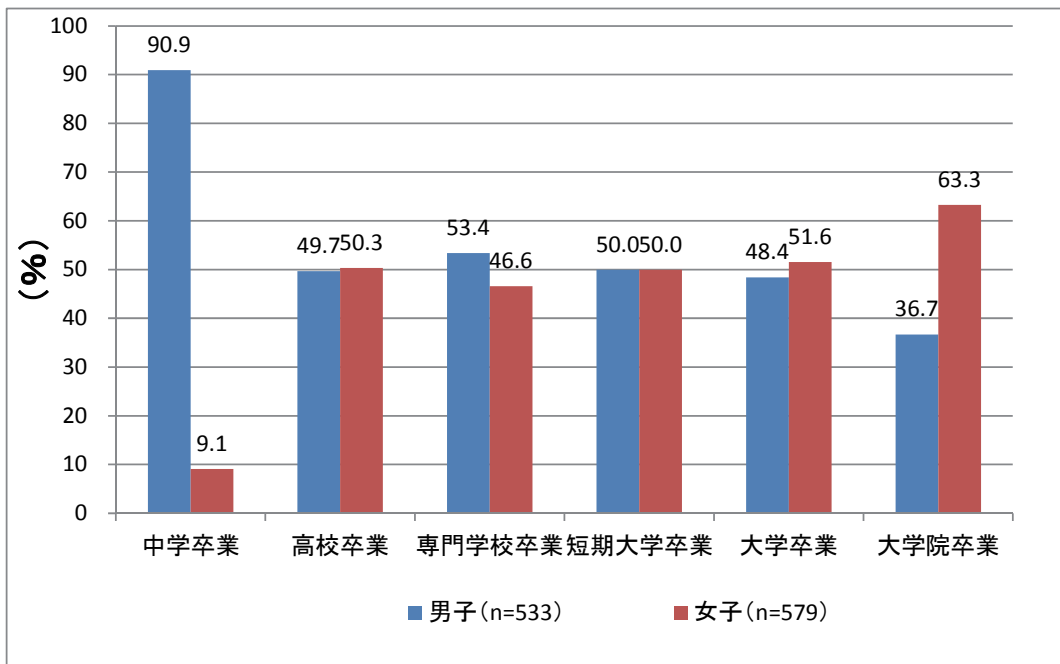


図 6 「父学歴と中学受験を「する予定（した）」子どもへの期待学歴＝大卒願望の関連」

出典：ベネッセ「学校外教育活動に関する調査（2009年と2013年）」より筆者作成

### 3.2 分析データ

本研究は、ベネッセが調査を実施した「学校外教育活動に関する調査，2009」と「学校外

教育活動に関する調査、2013」の2カ年分のプーリングデータを用いて分析する。本研究では、単年度の標本をマッチングさせることにより一定規模のサンプルサイズを確保している。また、本稿の図2「東京都の国立・私立中学への進学率の変化」からわかるように2009年から2013年という年は、東京では、男女を平均すると約20%の高い水準で、国立・私立中学を受験している時期にあたる。また、在籍者比率から見ても（図1「全国国立・私立中学校の在籍者比率の変化」）、ちょうど国立・私立中学の在籍者比率が最も高い時期と重なり、中学受験の動向を捉えるには最適なデータだと考える。

### 3.2.1 記述統計量

分析に用いた記述統計量は表1のとおりである。本稿の分析対象の小学5年生と6年生を対象とした分布である。

本研究は、中学受験を決定する系統的な要因を明らかにするために、まず構造モデル(SEM)を用いて分析を行った。

分析で用いた変数の1つである「中学受験」は、質問紙の「お子様は中学受験をする予定ですか」という問に対して、「する予定(した)」群、「まだ決めていない」群、「しない予定(しなかった)」群をスコア化し、連続変数に変えている。

得点化された被説明変数の「中学受験」対象者は小学校5年生と6年生である。対象者を小学5年生と6年生にしたのは、横田増生(2013)の東京都の大手進学塾のインタビュー調査の結果に依拠する。横田(2013)は、東京都の大手進学塾のインタビュー調査をもとに、受験進学塾への入塾者の低学年化を浮き彫りにしたレポートである。横田(2013)によれば、本格的に受験準備を始めるのは小学校5年生と6年生がもっとも多いことが示唆されていたため、本研究は横田(2013)に従い、分析対象者を、小学校5年生と6年生の2学年に絞っている。

一般的に中学受験の準備は遅くとも小学5年生からというのが通説らしい。そして、本研究で用いた「学校外教育活動に関する調査」は、第1回(2009年)、第2回(2013年)は、ともに、3月下旬に調査が行われているので、中学受験の予定者だけでなく実際に受験をした小学6年生も含まれている。また、質問紙上、受験校は国立・私立、公立一貫校など学校の種類は問わないものとなっている。最近の趨勢として、東京では公立中高一貫校への受験人気も高まっている点も留意すべきである。

それでは、記述統計量(表1)の説明をする。教育費は年間の子ども1人あたりの学校の授業料、塾や習い事、教材費などすべてを含めた平均月額で、1ヵ月あたり平均27,617円の費用である。

家庭学習時間は、この1年間の1日あたりの宿題意外の家庭学習(塾を除く)を(時間)から(分)に置き換えた。小学5年生と6年生の1日の平均家庭学習時間は21分である。1日あたりの平均家庭学習時間が21分とは、少ないような気もするが、分析対象者(全国)

の5年生,6年生が全て中学受験をするわけではないため,このような家庭学習時間となったのかもしれない。しかも,塾での学習時間も除外されている点も留意が必要であろう。

次に親学歴(母親と父親)について,本稿では教育年数で記述している。母学歴の平均教育年数は13.92年である。母親の場合,短期大学の選択肢があるため,父親よりも若干平均教育年数が短くなる傾向はある。一方,父学歴の平均教育年数は,14.41年である。

世帯収入については,平均世帯年収は619万円である。この数字は,受験を「する予定(した)」群の中では,約17%に相当する(図4参照)。

子どもの人数については,第一子を含む子どもの人数である。分析対象者の家庭の子どもの平均人数は1.9人である。

子どもへの期待学歴は,「将来,お子様をどの段階まで進学させたいと思いますか。」という質問に対する回答を教育年数に置き換えている。最小値が中学卒業=9,最大値は大学院=18で,平均教育年数は15.66年なので,大学相当の学歴を子どもに期待していると言えるだろう。

分析対象者の母親の職業については,ダミー変数を用いているので,ここでは職種別の占有率を記述する。会社員(役員含む)は6.9%,自営・自由業が2.1%,専業主婦は67.4%,アルバイト・パートが22.7%となっている。基準カテゴリーの公務員は1%である。

地域ブロックについては,東北地方4.6%,関東地方39.6%,中部地方14.9%,近畿地方18.6%,中国地方5.3%,四国地方2.2%,九州地方8.6%となっている。基準カテゴリーは北海道の6%である。

表1「記述統計量」

	観測値	平均	標準偏差	最小値	最大値
中学受験 「する予定(した)」「まだ決めていない」「しない予定(しなかった)」	2,187	2.462	0.798	1	3
学校外教育費(学校の授業料含む)	2,193	27617.420	27499.080	2,500	100,000
家庭学習時間(分)	2,193	21.996	27.280	0	180
母学歴	2,175	13.920	1.614	9	18
父学歴	2,150	14.413	2.070	9	18
世帯収入(万円)	1,933	619.167	264.254	100	1,500
子どもの人数	2,193	1.901	0.729	1	5
子どもへの期待学歴(年)	1,934	15.644	1.319	9	18
<b>母職業</b>					
会社員(役員含む)	2,148	0.069	0.253	0	1
自営・自由業	2,148	0.021	0.145	0	1
専業主婦	2,148	0.674	0.469	0	1
パート・アルバイト	2,148	0.227	0.419	0	1
<b>地域ブロック</b>					
東北地方	2,193	0.046	0.209	0	1
関東地方	2,193	0.396	0.489	0	1
中部地方	2,193	0.149	0.356	0	1
近畿地方	2,193	0.186	0.389	0	1
中国地方	2,193	0.053	0.224	0	1
四国地方	2,193	0.022	0.146	0	1
九州地方	2,193	0.086	0.280	0	1

注意(1) 構造モデル(SEM)と多項ロジットで,観測値に差があるのは,多項ロジットには推計式に母職業と地域ブロックが投入されているため。

注意(2) 記述統計量はベースアウトカム(3)の中学受験を「しない予定(しなかった)」群以外の男女の観測値を記載している。



### 3.3 内生変数間の依存を考慮した構造モデル (SEM) の結果

中学受験の系統的な要因を明らかにするために、構造モデル(SEM)を用いた。内生変数間の依存を考慮した構造モデル (SEM) は、独立変数の直接効果だけでなく、変数間の間接効果を検出することが可能であり、変数間の内生性も考慮できるのが特徴である。7,000 以上とケース数が大きい場合、モデル全体の適合度が低くなる傾向があり、探索的な実証研究にはあまり向かない。

モデルの適合度を示す主な指標はいくつかあるが、ここでは代表的な 3 つの指標、RMSEA,CFI,カイ二乗値を用いて、解析モデルの妥当性を評価している。

本稿の構造モデル (SEM) の妥当性は、RMSEA<sup>1)</sup>(Root Mean Square Error of Approximation) =0.021, CFI<sup>2)</sup>(Comparative Fit Index)=0.996, カイ二乗値<sup>3)</sup>=8.16 (p 値=0.1478) で帰無仮説が棄却されず、RMSEA, CFI, カイ二乗値これら 3 つの指標によって、本稿の解析モデルは真のモデルに近似していると評価された。

それでは、結果について述べていく。母学歴については、学歴が高くなるほど、中学受験に有意な影響を与えている (.04374, \*\*\* $p < .01$ )。しかし、父学歴が中学受験に与える直接効果は有意でない。構造モデル (SEM) の分析対象者は小学生 5 年生と 6 年生の男女あわせて分析しているため、ここでは、父学歴の効果が母学歴に吸収されたのかもしれない。母学歴の方が子どもの受験に有意な正の影響を与えるという結果は片岡 (2009) と整合的である。

世帯収入もまた中学受験に有意な影響を与えている (.00065, \*\*\* $p < .01$ )。この結果は中学受験の決定には世帯収入も重要な要因であることを示唆しているが、その影響力の大きさは係数の上では小さいと言ってよい。中学受験を子どもの教育水準を上げる方法の 1 つだと仮定すれば、窪田 (2013) の所得が子どもの教育水準を上げるという示唆は、本稿の結果を間接的に補完していると言えるだろう。

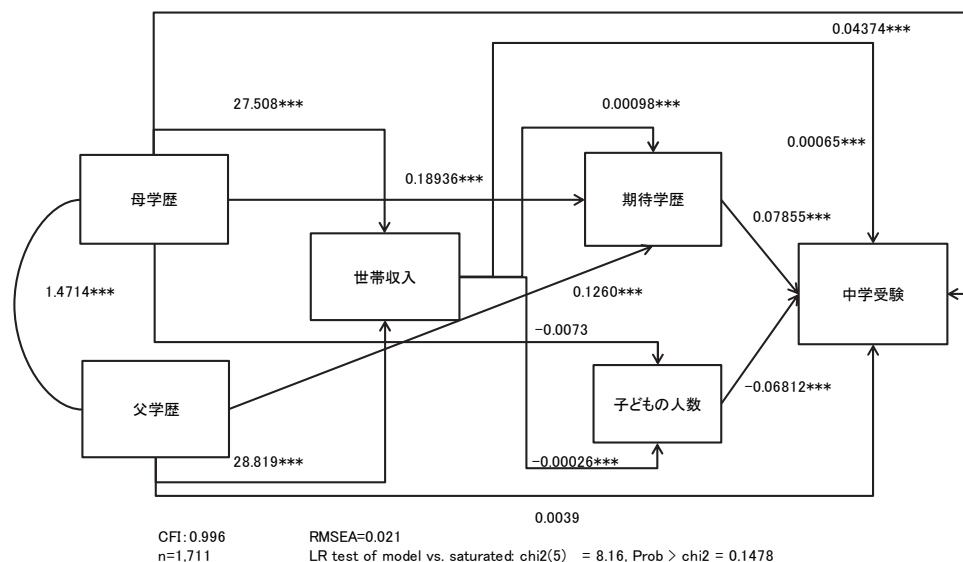
世帯収入あるいは所得が子どもの学業成績に影響を与えるという知見はいくつかあるが、世帯収入の影響の大きさについては見解がわかれている。片岡 (2009) では世帯収入の影響は有意ではなく、むしろ母学歴が中学受験には有意な影響を与えていることを示唆している。

子どもの人数については、子ども (第 1 子含む) の人数が多くなるほど、中学受験を「予定する (した)」群に負の影響を与えている (-.06812, \*\*\* $p < .01$ )。子どもの人数が多くなればなるほど、教育費が増えていくと仮定すれば、子どもの人数が少ない方が、1 人あたりの教育投資量も増えるだろう。つまり、中学受験をする場合、相当な学校外教育費が必要となるため、子どもの人数の多いことが、中学受験への教育投資行動を抑制する効果を持つのではないかと考える。

期待学歴については、子どもへ高い学歴を期待するほど、中学受験を「する予定 (した)」群に正の影響を与えている (.07855, \*\*\* $p < .01$ )。この値は、中学受験を決定づける上でもっとも大きい係数となっている。

このように、構造モデル (SEM) では、変数間の系統的な経路を示すことを目的として用いたが、本稿が注目した4つの変数、すなわち①母学歴、②父学歴、③世帯収入、④期待学歴の関連について、母学歴が高ければ、父学歴も高く、父学歴が高いほど、世帯収入も高くなり、世帯収入が高いほど、子どもへの期待学歴も高くなり、子どもが中学受験をする可能性を高くしていることが明らかになり、世帯収入の影響力も、もちろん重要ではあるが (.00065, \*\*\* $p < .01$ )、係数の上では、むしろ、母学歴 (.04374, \*\*\* $p < .01$ ) の効果や子どもへの期待学歴 (.0785, \*\*\* $p < .01$ ) の効果の方が、中学受験の決定には大きな影響を与えている。つまり、父母の学歴の高さは、子どもへの期待学歴にも影響を与えており、期待学歴が高くなるほど、親の教育投資行動の1つとして、中学受験を選択する可能性の高さが示唆された。

しかし、冒頭で述べたとおり、中学受験が盛んな地域は、東京を中心とした関東地方であり、本稿の分析データが関東地方に偏りがある点は、留意が必要である。



\*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

図 7 小学生5年生と6年生を対象とした中学受験の構造モデル (SEM)

### 3.4 多項ロジット分析 (Multinomial Logistic Regression) の結果

構造モデル (SEM) の結果では、親学歴と世帯収入が有意に中学受験に影響を与える結果を得ることができたが、その頑健性を確かめるため、構造モデル (SEM) では投入できなかった母職業<sup>4)</sup> の効果を検出しようと多項ロジット回帰モデル (multinomial logit regression or polytomous logit regression) を用いた。

多項ロジット分析は、カテゴリ変数で、その順位づけに意味がない時に、適切な方法として用いられる。本稿は、従属変数に中学受験を「1.する予定(した)」群、「2.まだ決

めていない」群, 「3. しない予定 (しなかった)」群の中で, 中学受験を「3. しない予定 (しなかった)」群をベースアウトカムとして, 本稿では, 相対危険度 (relative risk ratios) から解釈している.

相対危険度 (relative risk ratios) とは, リスク発生指標であり, 病気の罹患予測をする疫学の分野で頻繁に用いられる指標である. その指標は  $rrr =$ 相対危険度 (relative risk ratios) によって表現され, 相対危険度 (relative risk ratios) は 1 を超える場合は, 押し上げ (増加) 効果を, 逆に 1 を下回っている場合は, 押し下げ (減少) 効果を意味している. また, 相対危険度 (relative risk ratios) は 1 を超えているからと言って必ずしも有意になるわけではない (深尾, 久道他 1985).

また, 相対危険度 (relative risk ratios)  $y$  のアウトカム  $j$  と予測値  $x_k$  に対する相対危険度 (relative risk ratios) は  $y$  を支持するオッズ比の合計と等しくなる. つまり  $x_k$  を除くすべての独立変数を一定とした時  $x_k$  が 1 単位増加した時の変化を相対危険度 (relative risk ratios) によって表現している.

$$rrr_{jk} \times \frac{P(y = j | x_k)}{P(y = base(3) | x_k)} = \frac{P(y = j | x_k + 1)}{P(y = base(3) | x_k + 1)}$$

つまり, 中学受験を「する予定 (した)」群をリスク発生と捉え, 中学受験を「しない予定 (しなかった)」群に対するリスク発生確率の増減を検出している.

それでは, 結果について述べていく. 本稿が関心を寄せている母学歴, 父学歴, 世帯収入の 3 つの変数については, 予測どおり中学受験を「する予定 (した)」群に対して全て押し上げ (増加) 効果を持っていることがわかった.

具体的に, 男子の受験の場合, 「しない予定 (しなかった)」群をベースアウトカムにした場合, 母の教育年数が 1 年増えると, 受験を「する予定 (した)」群を 1.37 増加させる. 女子の受験は, 父の教育年数が 1 年増えると, 中学受験を「する予定 (した)」群よりも 1.20 増加させている. この結果は, 男子の中学受験には母学歴が, 女子の受験には父学歴が, それぞれ有意な押し上げ (増加) 効果を持っていることを意味する.

世帯収入については, 男子の受験であれ, 女子の受験であれ有意な押し上げ (増加) 効果をもっている. 男子の場合, 世帯収入が 1 万円増えると受験を「する予定 (した)」群を有意に 1.002 押し上げ (増加), 女子の場合は, 世帯収入が 1 万円増えると受験を「する予定 (した)」群を有意に 1.001 押し上げ (増加) させていることから, 世帯収入の押し上げ効果については, 男女で顕著な差は観察されないといいよう.

次に期待学歴については, 期待学歴が 1 年増えると, 男子の受験に対しては約 1.60 増加させ, 女子の受験に対しても 1.64 増加させている. 期待学歴の押し上げ (増加) 効果は, 世帯収入が持つ押し上げ (増加) 効果よりも大きい点を本稿では特筆したい. つまり, 中学受験の決定には, 世帯収入はもちろん重要な要因ではあるが, それ以上に期待学歴の方が中学受験の押し上げ効果として重要な要因であることが示唆された点である.

また、期待学歴についても顕著な男女差は見られないものの、母学歴は男子の受験に、父学歴は女子の受験にそれぞれ有意な押しあげ（増加）効果が見られたため、親の性別と子どもの性別が微妙な影響を与え合っているのかもしれない。

子どもの性別の違いによって親の期待学歴も異なることは、国立女性教育会館「子どもへの学歴期待（1994,2005）」から確認することができる。この資料では、男子への期待学歴が女子よりも相対的に高くなっているが、予測値を検証したものではなく、記述的な統計に留まっている。子どもと親の性別が子どもの受験にどのような影響を与えるのか、今後、追加的な研究を期待したい。

地域ブロックについては、北海道を参照カテゴリーにしたときに、男子の中学受験を「予定する（した）」群を 17.79 増加させ、関東地方の女子についても、中学受験を「予定する（した）」群を 7.57 増加させている。関東地方の数値の大きさは、中学受験の地域的な偏りを示唆していると言ってもよいのかもしれない。

地域ブロックから中学受験の様相を概観すれば、女子よりも男子の受験に対して、有意な地域差が示唆されている。国立・私立中学の名門中学が全国的には男子校に多いことが、このような地域差をもたらしたのかもしれない。

これらの結果を踏まえ、中学受験について、人的資本理論やシグナリング理論から次のように解釈する。

幼少のころから、中学受験という目標に向かって勉強をすることは、小学 6 年間の勉強は学校と受験勉強の 2 つの勉強を同時並行的に行なうことになる。算数でいえば、受験算数は、中学 1 年生の連立方程式の内容まで終わらなければ対応できないと言われているため、小学 6 年生の段階で中学 1 年生の数学の範囲を終わっている必要がある。

この意味において中学受験を志す小学 6 年生は少なくとも小学 6 年間+1 年先取り（合計 7 年間）に相当する勉強を行っている。つまり、中学受験の勉強をすることで、平均的な小学 6 年生よりも人的資本を 1 年余分に蓄積していることになる。

そして、受験を経て希望の中学へ進学できれば、次は大学入試が努力目標となる。ここでも、大学入試の準備期間として、高校 2 年生の段階で高校 3 年生までの内容を全て終えることになるため、中学受験の先取りの 1 年間の人的資本の蓄積はその後の大学入試まで影響を与えることになる。

中学受験のシグナリング効果については、中学から名門中学に進学することで、名門大学に進学できる確率が高くなることを示唆するといつてよいだろう。もはや、シグナリング効果は、入学する大学からではなく、入学する中学から積み上げられる効果なのかもしれない。

一般的に、大学入試は中学受験とは異なり、全国の高校生（既卒者含む）を対象とした試験になるため、大学名はその生徒の能力を知らしめる全国的な指標の 1 つになる。実際、大学名が、何らかのシグナリング効果を発揮していることは自明の事実である。

このように考えれば、中学受験から既に人的資本の蓄積とシグナリング効果が影響しは

じめ、大学入試とその後の就職にも影響を与えることになるが、ただし、いわゆる名門校へ入学させるための親の教育投資行動が、子どもの幸せなのかは、本分析ではわからない。

表 2 「多項ロジット分析の結果」

	model1 (男子)		model2 (女子)	
	b [z]	rrr [z]	b [z]	rrr [z]
教育費 (学校の授業料を含む)	0.0000181 [5.67]***	1.000018 [5.67]***	0.0000153 [4.78]***	1.000015 [4.78]***
家庭学習時間	0.0248 [6.61]***	1.025149 [6.61]***	0.0171 [5.50]***	1.017252 [5.50]***
母学歴	0.3146 [4.26]***	1.369687 [4.26]***	0.0759 [1.11]	1.078812 [1.11]
父学歴	-0.0434 [-0.72]	0.9575367 [-0.72]	0.183 [3.29]***	1.200854 [3.29]***
世帯収入	0.0026 [6.58]***	1.002651 [6.58]***	0.0013 [3.71]***	1.001315 [3.71]***
子どもの人数	-0.4467 [-3.11]***	0.6397204 [-3.11]***	-0.3264 [-2.31]**	0.7215092 [-2.31]**
子どもへの期待学歴	0.4687 [3.70]***	1.59796 [3.70]***	0.4969 [4.47]***	1.643659 [4.47]***
ref. 公務員				
会社員 (役員含む)	-1.1393 [-1.30]	0.3200307 [-1.30]	-0.3101 [-0.41]	0.7333453 [-0.41]
自営・自由業	-0.5344 [-0.48]	0.5860305 [-0.48]	0.2496 [0.29]	1.283552 [0.29]
専業主婦	-0.462 [-0.57]	0.6300291 [-0.57]	-0.9137 [-1.27]	0.4010478 [-1.27]
パート・アルバイト	-0.6634 [-0.80]	0.5151217 [-0.80]	-0.7233 [-0.99]	0.4851534 [-0.99]
ref. 北海道				
東北地方	2.2445 [1.84]*	9.435405 [1.84]*	0.5035 [0.51]	1.654537 [0.51]
関東地方	2.8786 [2.61]***	17.79008 [2.61]***	2.0249 [2.70]***	7.575291 [2.70]***
中部地方	1.6086 [1.40]	4.996004 [1.40]	0.8016 [1.02]	2.22907 [1.02]
近畿地方	2.8748 [2.58]***	17.72239 [2.58]***	1.4364 [1.87]*	4.205714 [1.87]*
中国地方	3.1819 [2.68]***	24.0922 [2.68]***	2.4457 [3.03]***	11.53846 [3.03]***
四国地方	3.3884 [2.79]***	29.61772 [2.79]***	0.9999 [0.92]	2.717994 [0.92]
九州地方	3.4313 [3.01]***	30.9155 [3.01]***	1.1535 [1.40]	3.169171 [1.40]
定数項	-17.4471 [-6.91]***		-15.2471 [-7.33]***	
サンプルサイズ	1,469		1,426	

\*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

## 5. 結論と今後の課題

本研究は、中学受験の規定要因を系統的に捉えるために、まず構造モデル (SEM) を用いて、世帯収入、母学歴、父学歴、子どもへの期待学歴の関連性を考慮して、そのメカニズムを捉えた。構造モデル (SEM) の結果では、世帯収入の影響は有意であるが、その影響の大きさは、母学歴の効果や子どもへの期待学歴の効果よりも小さいことが明らかとなった。構造モデル (SEM) において、中学受験の決定には、母学歴の影響が有意に大きいことが示唆されたが、母学歴の影響が受験には有意な影響を与えるという結果は片岡栄美 (2009) と整

合的である。

多項ロジット分析の結果においても、世帯収入の影響は有意ではあるものの、親学歴、期待学歴に比べれば、それほど大きな影響を与えていないことが確認された。この結果は頑健であることが確認された。

次に、父母学歴のどちらの影響がより大きいかについて、構造モデル (SEM) では、母学歴が中学受験の決定に影響を与えていることが確認された ( $0.04374, ***p < .01$ )。

しかし、男子と女子でモデルを分けた多項ロジット分析の結果では、親の性別の違いによって、男子と女子の中学受験に与える影響が異なることが示唆された。つまり、男子には、母学歴が有意に正の影響を与え ( $0.3146, ***p < .01$ )、母親の教育年数が 1 年増加すると、息子 (男子) の中学受験を「する予定 (した)」群の確率を 1.37 高くし、女子には父学歴が有意に正の影響を与え ( $0.183, ***p < .01$ )、父親の教育年数が 1 年増加すれば、娘 (女子) の中学受験を「する予定 (した)」群の確率を 1.20 高くしていることが明らかとなった。つまり、男子の受験には母学歴が影響し、逆に女子の受験には、父学歴が影響を与えていることが明らかとなった。

最後に中学受験を決定づけるのは、親学歴の効果なのか、それとも世帯収入の効果なのかは、世帯収入の影響は有意であるものの、親学歴や期待学歴に比べ、その影響は予測していたほど大きいなものではなく、世帯収入の大きさだけでは、中学受験のほとんどを説明できないと結論づけたい。

それよりも、中学受験の決定には、世帯収入以上に子どもへの期待学歴の高さが重要な意味を持ち、親が子どもに期待する学歴が高ければ、中学入試を受けさせる可能性があることが示唆された。この点が本稿の発見である。

期待学歴の高さが教育投資行動に影響を与えることは田中 (2013) が指摘している点であり、中学受験という教育投資行動は、田中 (2013) から説明することが可能である。つまり、中学受験は、子どもへの教育投資の 1 つの選択肢と考えれば、期待学歴が高くなるほど、中学受験も過熱するのではないか。

本稿では、中学受験の系統的な要因を明らかにすることで、中等教育における教育投資行動を人的資本論、シグナリング理論から論じてきた。中学受験は、一部地域の特殊な教育需要であると言われてきたが、2000 年以降、中学受験の需要<sup>5)</sup>も増える傾向が見られ、無視できるほど小さな数字ではないことを強調したい。

中学受験の増加傾向は、中等教育への教育投資行動と見ることもでき、国立・私立中学を受験させる意義として、希望の中学校へ入学する方が、子どもの人的資本の蓄積にとって、量と質の両方を合理的に獲得できる方法の 1 つだと筆者は考えている。そして、希望の中学受験を突破することで、次は、大学進学への親の教育投資行動も活発となり、結果として、名門といわれる大学への合格確率も高くすることになるだろう。そして、名門といわれる大学へ進学できれば、そのことは、子どもにとって、就職のためのシグナリング効果として発

揮できるのではないかと考える。この意味において、中学受験は入試の最初の登竜門として十分な意味をもつため、中学受験をさせることは、重要な教育投資行動の1つの選択肢と考えられる。

#### [注]

- 1) RMSEA(Root Mean Square Error of Approximation)とは、モデルの分布と真のモデルの分布との乖離を1自由度あたりの量として表現している。RMSEAは、0に近いほど好ましいとされ、0.05よりも小さければ、解析モデルが真のモデルに近似していると判断される。ちなみに、RMSEAの値が0.05~0.99ならば許容範囲とされている。
- 2) CFI(Comparative Fit Index)は、1に近いほど良いモデルであると判断されるモデルの適合度指標である。CFIがとる値は $0 \leq CFI \leq 1.0$ であり、0.95以上ならば当てはまりがよいと評価される。
- 3) カイ二乗値は、 $H_0$ 「解析されたモデルは=0」の帰無仮説が棄却されないことが望ましく、非有意であれば良い。非有意であれば、 $H_1$ 「解析されたモデルは=1」の対立仮説が採択される。つまり、カイ二乗値(検定統計量)はより小さく、p値はより大きなものであることが望ましい。
- 4) 母職業について、報告会後の修正により、代替案として子ども的人数を投入した。スコア化、対数化するなどして連続変数として母職業を投入してもモデルの適合度を評価する1つの指標であるRMSEAが不適合(RMSEA=0.107)となるため、今回は母職業を除外して再推計した。分析対象者の母親の67%が専業主婦であり、母職業にかなりの偏りがあることが原因ではないかと考えている。母職業は多項ロジットモデルに投入し、母職業を考慮したモデルとなっている。
- 5) 中学受験の需要については、全国中学受験の動向を示す政府統計がないため、文部科学省「学校基本調査「在学者数」の「全国国立・私立中学校の在籍者比率の変化」(図1)から判断した。国立・私立中学の在籍者比率は2000年以降も増加の一途を辿り、8%の中学生が公立中学ではなく、国立・私立中学に在籍しているため、不合格者もいることを考えれば、受験者は少なくとも全国平均で8%以上いるのではないかと推測する。東京都に関しては、東京都教育委員会「平成25年度都内の中学校への進学者」の「東京都の国立・私立中学への進学率の変化」(図2)によれば、約20%の小学生が中学受験をしている。もちろん、東京都の中でも区によって、あるいは通う小学校によっても中学受験を「する予定(した)」児童の人数には偏りはあるが、東京都全体では5人に1人の小学生が中学受験をしていることになる。

\*未定稿につき無断の転用・転載はご遠慮ください。

#### [謝辞]

二次分析にあたり、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「学校外教育活動に関する調査、2009年(ベネッセコーポレーション)」および「学校外教育活動に関する調査、2013年(ベネッセコーポレーション)」の個票データの提供を受け、独自に作成・加工した統計です。また、東京大学社会科学研究所主催の二次分析研究会、報告書執筆において、木村治生准教授(東京大学社会科学研究所/ベネッセ教育総合研究所)から貴重なコメントを頂きました。また、報告会ではコメンテーターの先生にご意見を頂きました。

## [引用・参考文献]

- 荒井一博, 1995, 『教育の経済学』有斐閣.
- 小塩隆士, 妹尾渉, 2003, 「日本の教育経済学: 実証分析の展望と課題」ESRI ディスカッションペーパーシリーズ 69: 1-36, Economic and Social Research Institute.
- 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—」『教育学研究』68(3):259-273.
- , 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(2):30-44.
- 窪田康平, 2013, 「親の所得が子どもの教育水準に与える影響」『季刊家計経済研究』97: 50-62.
- 国立女性教育会館, 「子どもへの学歴期待 (1994, 2005)」『家庭教育に関する国際比較調査』, 女性と男性に関する統計データベース,  
(2014年12月30日取得, [http://winet.nwec.jp/cgi-bin/thesaurus/extend/th\\_main.cgi](http://winet.nwec.jp/cgi-bin/thesaurus/extend/th_main.cgi)).
- 総務省統計局, 「中学校の学校数、在籍者数、教職員数 (昭和23年~)」, 総務省統計局ホームページ, (2014年12月30日取得, <http://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/List>).
- , 「中高一貫教育を行う学校数 (再掲)」, 総務省統計局ホームページ, (2014年12月30日取得, <http://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/List.do?bid=000001055958&cycode=0>).
- 橘木俊詔, 1999, 『日本の経済格差』岩波新書.
- ・松浦司, 2009, 『学歴格差の経済学』勁草書房.
- 田中隆一・山本雄三, 2009 「母親の就業が私立・国立中学校進学に与える影響について」2009年日本経済学会春季大会報告原稿.
- , 2013, 「「所得格差と教育投資の経済学」全所的プロジェクト研究 ガバナンスを問う直す」ディスカッションペーパーシリーズ 18:1-63. 東京大学社会科学研究所.
- 東京都教育委員会, 2013, 「平成25年度都内の中学校への進学者」, 東京都教育委員会ホームページ, (2014年12月30日取得, <http://www.kyoiku.metro.tokyo.jp/toukei/25sotsugo/toppage.htm>).
- 深尾彰, 久道茂, 太田恵, 小野寺博義, 後藤由夫, 山家奏, 菅原伸之, 1985, 「胆肝膵検診の効率に関する疫学的考察」『消化器集団検診』66: 20-26.
- 松浦克己・重野由紀子, 1996, 「私立校と公立高の選択 塾との関係を考慮した小中学校段階での学校選択」『女性の就業と富の分配: 家計の経済学』日本評論社.
- 文部科学省, 2014, 「学校基本調査 (平成26年度)」『中高一貫教育の概要』
- 横田増生, 2013, 『中学受験』岩波新書.
- Becker, S, Gary, 1975, *Human Capital*, New York: The University of Chicago.
- Becker, S, Gary, 1975, *Human Capital*, New York: The University of Chicago (=2009, 佐野陽子訳『人的資本』東洋経済新報社.)
- Blau, M, David, 1999, “The Effect of Income on Child Development” *The Review of Economics and Statistics*, 81 (2) :261-276.



Maurin, Eric, 2000, "The impact of parental income on early schooling transitions" *Journal of Public Economics*, 85:301-332.

Schultz, M, Theodora, 1961, "Investment in Human Capital" *The American Economic Review*, 51(1):1-17.

Spence, M, 1973, "Job Marketing Signaling" *The Quarterly Journal of Economics*, 87(3):355-374.

# 中学校選択の不平等

## 国私立中学校進学に関する階層差と地域差に着目して

濱本 真一  
(東北大学大学院)

近年、国私立中学校や公立中高一貫校といった中学校段階での選抜が過熱している。そこで本稿は、国私立中学校の進学に関する意識と行動について、その階層的要因と地域的要因を検討する。小学生の子供を持つ親のうち、「中学受験をさせる」ことを考えるのはどのような親なのかを検討し、さらに実際に国私立中学校に進学するのはどのような家庭の子供なのかを明らかにする。分析の結果からは、保護者の中学受験への意思、および実際の進学に対してはともに両親の学歴や母親職業等の階層的要因と、住んでいる地域が影響力を持っていることが分かった。また、「受験意思」に対する回帰分析から算出した潜在的な受験確率を用いて、受験確率の高い群と低い群に分割して進学先を分析したところ、受験確率の低い群で地域の効果が顕著に確認された。ここから、中学校の質的分化の程度が国私立中学校の供給量に大きく影響を受けていることが明らかとなった。

### 1. 中学校進学と階層間格差

本稿は中学校における公立／国私立の分化に着目し、子供を国私立中学校に行かせようとするのはどのような家庭なのか、さらに実際に国私立中学校に進学するのはどのような家庭なのかを検討する。近年、中学校段階の質的差異が進行しつつある。国私立中学校は少子化等に伴い都市部を中心にシェアを伸ばしている(図1)り。現在そのシェアは全国で10%に迫り、決して無視できないレベルになりつつある。

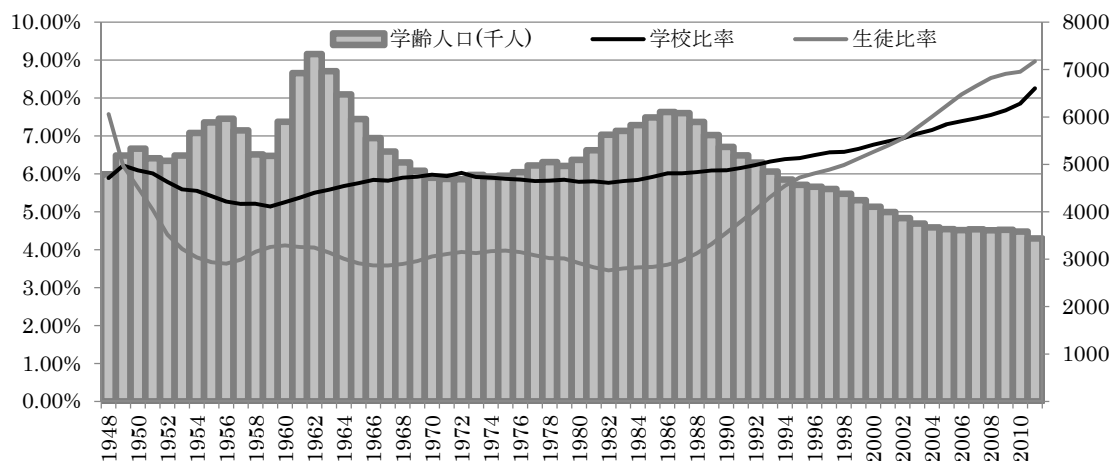


図1 国私立中学校のシェアの推移

ベネッセ教育研究開発センターが2007年に行った調査によると、子供の成績や世帯所得等と中学受験の有無には関連がみられることがわかっている。また中学受験をする際に重視する事項として、「校風がよい」「いじめや非行の心配がない」といった教育的な事由が挙げられている一方で、「授業のレベルが高い」「有名大学への進学可能性」といった教育達成過程上の戦略としての事由も同程度に重視されている(樋田2007)。国私立中学校に進学することは、その後の教育達成を有利にはたかせるものとして期待されていることがうかがえる。これまで、進学した中学校の種類によって教育達成に差異があることが実証的にも知られている(西丸2008a)。国私立中学校卒業者が高い教育達成を得られるという事実だけをみれば、それは小・中学校時代の個人の努力によるものという見方もできる。中学校入学前後で、他の子たちよりも努力して国私立中学校に入学したのだから、教育達成が高いことが当然であり、正当なことのようにも見られる。

問題となるのは、国私立中学校進学が単に子供の努力要因のみにきせられない場合、すなわち中学校段階の学校選択が生まれ落ちた家の状況によって左右されるという場合である。この場合教育達成過程上の重要な分岐点が、出身家庭背景によって水路づけられていることになる。一般的に、受験料、授業料を負担する必要がある国私立中学校に進学するのは、経済的な余裕がある家庭の子供であることが想像できる。じっさい、国私立中学校に進学する機会の階層間格差があることなども断片的に報告されている(西丸2008bなど)。中学校段階における分化を階層問題として扱う必要性が指摘できる。

国私立中学校進学への階層間格差について論じることの重要性はこれまでの教育機会の不平等に関する研究からも紡ぎだすことができる。たとえば、Mare(1980)に端を発する教育の各ステージにおける移行にかかる階層間格差は、高等教育段階よりも高校段階というように、より早期の移行で大きく、のちの移行で小さくなるということが指摘されている(Blossfeld and Shavit 1993; Müller and Karle 1993; Breen and Jonsson 2000)。この傾向が一般性を持つならば<sup>2)</sup>、中学校段階に関する移行においてはさらに大きな階層間格差が生じていることが予想できる。また、教育機会の規模拡大に伴って一時的に階層間格差が増大するという研究もある(Boudon 1973=1983; Raftery and Hout 1993; Lucas 2001)。先に示したように国私立中学校のシェアは増大しており、ここからも12歳時の進路選択を階層問題としてとらえることの必要性が指摘できる。

本論では、中学校段階の階層間格差を高校段階のそれと比較することもシェア拡大によるトレンドを追うこともできないが、主に2つの視点から中学校の質的機会格差をとらえる。第1の視点は、これまでの研究同様、国私立中学校に進学したのか、公立中学校に進学したのかという、結果の部分に関するものである。

第2に、受験機会である。国私立中学校進学はオプションな選択肢であり、そもそも中学校を受験しようと思うのかという時点で親の影響力を大きく受けることになる。これまでも親の階層的地位によって子供への教育アスピレーションに差が生じていることはさま

ざまな観点から報告されており（藤原 2009 など）、中学校進学に関しても、階層によって受験させる意思に差があることも報告されている（片岡 2009）。当然、受験意思と実際の進学行動は必ずしも一致しない。それぞれに規定要因又は障壁があり異なるメカニズムが存在することが予測される。

しかし、中学校への接続に関する過程の詳細な測定は難しい。これらを完全にとらえようとすれば、同一の家庭に対し、複数の時点（少なくとも小学 6 年生以前の時点と中学 1 年生以降の時点）で観察を行わなければならない。子供が小学校にいる時点での国私立中学校の受験意思、実際の受験行動、そしてその結果としての進学先等の情報を得なければならない。そこで本論では、小学生を持つ親を対象にした調査、そして中学生を持つ親を対象にした調査を用いて、疑似的に受験意思から進学までのプロセスをとらえる。

## 2. 分析手順

具体的には以下の手順で分析を行う。まず第 1 段階として、「学校教育に関する保護者の意識調査」2008 年データ、2012 年データおよび「学校外教育活動に関する調査」2009 年データ、2013 年データのうち、小学生の子供を持つ親データを用いて<sup>3)</sup>、「中学受験をする予定はありますか」という質問に対して「あり=1」「なし=0」とする 2 項ロジットを実装する。そこで得られた推定結果から、個人の受験確率の推定値 $\hat{p}_i$ が算出できる。この時、分析に使用した変数がそろっていれば、中学生を子を持つ親に対しても推定値を算出できる。

第 2 段階では、「学校が教育活動に関する調査」2009 年データと同 2013 年データを用いて、中学生を子を持つ親に対し、子供が通う中学校を「国私立中学校=1」「公立中学校=0」として 2 項ロジットを行う。その際、第 1 段階で算出した受験確率の推定値によってサンプルを 2 群に分割する。これによって、潜在的に進学確率の高いグループと低いグループで進学メカニズムが異なることを検討する。

ID	データ	子どもの学校	父大卒	受験意思	確率推定値	国私立中進学
1	2008	小学校	1	1	0.60	-
2	2008	小学校	0	0	0.05	-
3	2012	小学校	0	0	0.27	-
4	2012	小学校	1	1	0.72	-
5	2009	小学校	0	1	0.35	-
6	2009	公立中	1	-	0.65	0
7	2013	公立中	0	-	0.12	0
8	2013	私立中	1	-	0.49	1
9	2013	小学校	1	1	0.55	-

図 2 分析手順のイメージ

分析手順は図 2 のようなイメージである。まずは全データを用いて小学生を子を持つ親の受験意思を対象にした分析から、中学受験の推定確率を算出する。第 2 段階は、中学生の子を持つ親に対して得られた確率推定値と出身家庭背景変数を用いた分析を行う<sup>4)</sup>。

表 1 第 1 段階の基礎統計

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
受験意思	13483	0.13	0.34	0	1
母親ダミー	13483	0.98	0.14	0	1
子供年齢	13483	9.61	1.64	7	12
子供性別	13483	0.50	0.50	0	1
出生順位	13483	1.24	0.56	1	7
母年齢	13483	38.48	4.41	24	64
兄弟姉妹数	13483	2.09	0.80	1	11
母フルタイム	13483	0.16	0.36	0	1
母パートタイム	13483	0.33	0.47	0	1
父大卒	13483	0.47	0.50	0	1
母大卒	13483	0.45	0.50	0	1
暮らし向き	13483	2.25	0.83	1	4
地域4区分					
北海道東北	13483	0.11	0.32	0	1
関東	13483	0.36	0.48	0	1
中部近畿	13483	0.34	0.47	0	1
中国四国九州	13483	0.19	0.39	0	1

### 3. 変数の整理

変数は以下のように設定した。出身家庭背景にかかわる変数として、両親の学歴<sup>5)</sup>、母親の就業状況、家庭の暮らし向き、兄弟姉妹数および出生順位を用いる。「学校教育に関する意識調査」では家庭の暮らし向きについて「ゆとりがある」～「ゆとりがない」まで 4 段階で尋ねているのに対し、「学校外教育活動に関する調査」では暮らし向きを尋ねずに直接収入を尋ねている。今回は、両データのそれぞれの変数の分布をもとに「400 万円以下＝ゆとりがない」「400～600 万円＝あまりゆとりがない」「600～1000 万円＝多少ゆとりがある」「1000 万円以上＝ゆとりがある」と割り当てた。

また、本稿では出身家庭背景と同じく地域的な要因にも注目する。地域ごとに国私立中学校のシェアは大きく異なるためである。地域に関して、「学校教育に対する意識調査」では地域 4 区分（北海道東北、関東、中部近畿、中国四国九州）、東京ダミー、都道府県内 3 区分（都道府県庁所在地、その他市部、郡部）、首都圏ダミーという情報が得られており、学校外教育に関する調査では都道府県名が得られている。今回は、第 1 段階では、やや粗い分類ではあるがすべてのデータに対して共通で用いることができる「地域 4 区分」を用いる。第 2 段階ではもう少し細かく分割し、地域 8 分類を用いる。

そのほか、統制変数として、親の性別、年齢、子供の性別、年齢を投入する。第 1 段階と

第2段階ではほぼ同一の変数を用いるが、「学校外教育活動に関する調査」においては、データには母親しか含まれておらず、すべて第1子に限定した調査となっている。そのため、親性別と子出生順位は第2段階の分析においては定数となるため、モデルから削除する。第1段階の分析に用いるサンプルの記述統計は表1のとおりである。

#### 4. 分析結果

##### 4.1 第1段階：中学受験意思に関する階層差と地域差

まずは、中学受験予定の有無についての分析を行う。従属変数についてデータごとに分布を確認する(図3~6)。中学受験予定者は全体の10~15%程度である。「学校教育に対する意識調査」は学校通しの質問紙調査、「学校外教育活動に関する調査」はインターネット調査

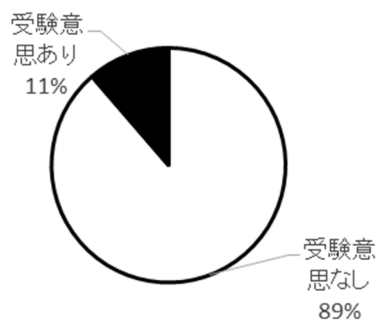


図3 受験意思あり比率 (2008年)

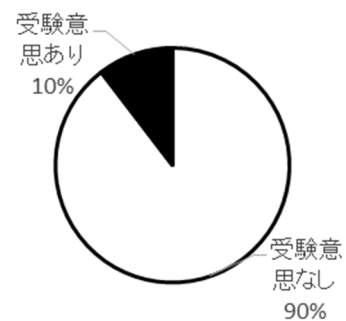


図4 受験意思あり比率 (2012年)

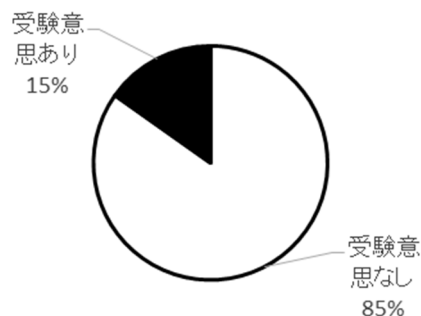


図5 受験意思あり比率 (2009年)

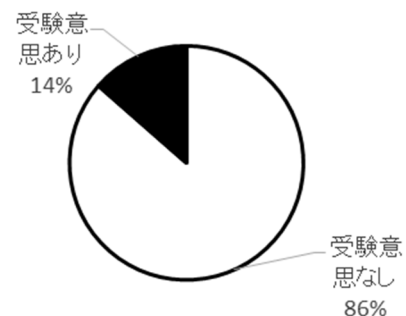


図6 受験意思あり比率 (2013年)

と、調査方法に大きな違いもある。「学校外教育活動に関する調査」データのほうがともに受験意思が高い傾向にある ( $\chi^2$  乗検定の結果 1%水準で有意) ため、今後の分析においてはデータ種別をダミー変数として投入し、分布の偏りを調整する。

小学生の子供を持つ親に絞って2項ロジットを推定した結果が表2である。特に注目する階層要因と地域的要因について、まず階層要因(両親学歴・暮らし向き)はともに有意にはたらいていた。すなわち、出身家庭によってアスピレーションの格差が生じているのである。これは片岡(2009)など先行研究とも整合的なものである。次に地域的な要因につ

いて、やはり関東地方で受験確率が高い。これはおそらく供給量の違いに起因するものであると考えられる。しかしこの地域区分は範囲が広すぎるためか、国私立中学校のシェアの多い近畿圏を含むダミー変数は有意な傾向を示していない。

なお、母年齢も有意な正の効果を示している。これは小針（2004）とも整合的である。

表2 第1段階の推定結果

		受験意思	
		B	(s.e.)
母親ダミー		-0.167	(0.220)
子ども年齢		0.058	(0.019) **
男子ダミー		-0.142	(0.057) *
出生順位		-0.151	(0.084) †
母年齢		0.039	(0.008) ***
兄弟数		-0.435	(0.047) ***
母職	フルタイム	0.375	(0.081) ***
(専業主婦)	パート	-0.092	(0.070)
父大卒		0.735	(0.066) ***
母大卒		0.667	(0.066) ***
暮らし向き		0.708	(0.039) ***
地域	関東	1.093	(0.118) ***
(東北)	中部・近畿	-0.046	(0.126)
	中国四国九州	0.278	(0.134) *
データ	903	-0.280	(0.100) **
(0902)	906	-0.107	(0.101)
	907	-0.221	(0.102) *
定数		-5.726	(0.407) ***
N		13483	
log likelihood		-4147.71	

#### 4.2 第2段階：国私立中進学に関する階層差と地域差

続いて中学生の子を持つ親に対して通っている中学校の種別を検討する。まずは全体の分布を確認すると（図7、図8）、国私立中進学者は全体の14%である。これは各年度の学校基本調査による国私立中学校生徒比率（約8%）よりやや多い。しかしデータ種別による

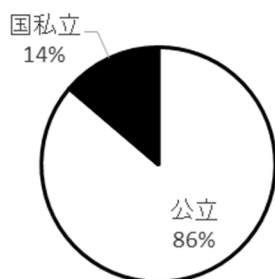


図7 中学校タイプ比率 (2009年)

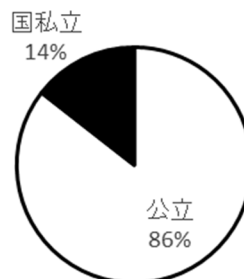


図8 中学校タイプ比率 (2013年)

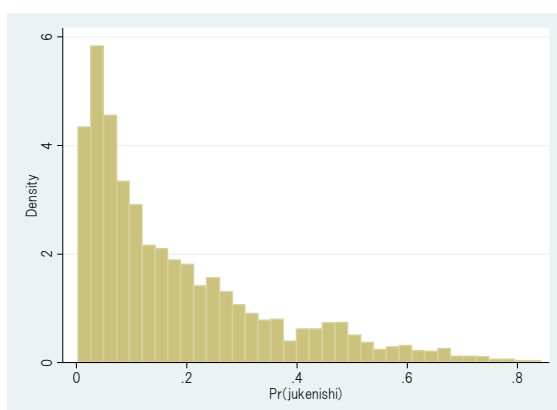


図9 受験確率（公立中進学者）

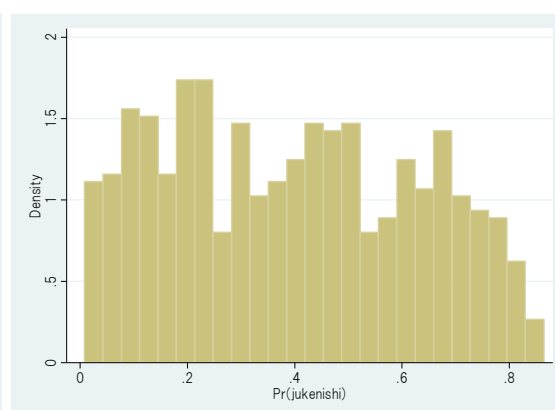


図10 受験確率（国私立中進学者）

分布の偏りは確認されない。

表2の結果を用いて、全サンプルに対して、「中学受験意思あり確率」を作成する。その分布は図9と10である<sup>6)</sup>。

表3 確率推定値

Variable	Obs	Mean	Median	S.D.	Min	Max
全体	4876	0.212	0.148	0.193	0.003	0.864
公立中	4221	0.183	0.124	0.169	0.003	0.842
私立中	655	0.395	0.389	0.231	0.008	0.864

表4 第2段階の基礎統計

Variable	Obs	Mean	S.D.	Min	Max
母親ダミー	4876	1	--		
子供年齢	4876	13.985	0.817	13	15
子供性別	4876	0.501	0.500	0	1
出生順位	4876	1	--		
母年齢	4876	42.100	3.925	29	59
兄弟姉妹数	4876	1.962	0.754	1	5
母フルタイム	4876	0.099	0.299	0	1
母パートタイム	4876	0.360	0.480	0	1
父大卒	4876	0.487	0.500	0	1
母大卒	4876	0.509	0.500	0	1
暮らし向き	4876	2.502	0.872	1	4
地域8区分					
北海道	4876	0.069	0.254	0	1
東北地方	4876	0.056	0.230	0	1
関東地方	4876	0.385	0.487	0	1
中部地方	4876	0.160	0.367	0	1
近畿地方	4876	0.180	0.384	0	1
中国地方	4876	0.049	0.216	0	1
四国地方	4876	0.025	0.155	0	1
九州地方	4876	0.076	0.265	0	1



実際に私立中学校に進学している家庭のほうが、潜在的な受験意思あり確率も高い傾向にある。これは特に不思議なことではない。ただし、受験意思あり確率が低い家庭でも国私立中学校に通っている子供がいる一方で、受験意思確率が高い家庭でも公立中学校に通っている子供がいることが見て取れる。確率の推定値を使った感度分析は補節に示した。

潜在的な受験意思の要約統計量を表3に示した。次に全体の受験確率の中央値(≒0.148)でサンプルを分割して、なおも家庭や地域の要因は効果を持ちうるのかを検討する<sup>7)</sup>。先に検討したように、潜在的な受験意思の高い群は、比較的両親の学歴が高く、暮らし向きにゆとりがあり、母親の年齢が高めの家庭である。潜在的受験確率でサンプルを分割することは、階層的地位によってサンプルを分割することとほぼ同じ意味を持ちうると考えて差し支えない。

まずは基本的な分布を確認しておく。図11、図12は、各群における国私立中学校進学者の割合である。潜在的受験確率の高い群では20%程度が実際に国私立中学校に進学しているのに対し、受験確率が低い群では実際に国私立中学校に進学したのは5%程度である。

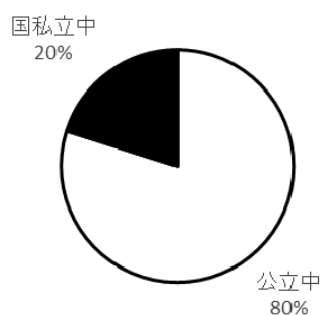


図11 学校種別の分布（受験確率高い群）

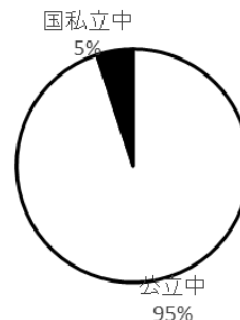


図12 学校種別の分布（受験確率低い群）

共変量を統制した2項ロジットを行った結果が表5である。左から全体での結果、受験確率の高い群での結果、受験確率の低い群での結果を示した。定数となった母親ダミーおよび出生順位は結果の表示から削除している。また、地域に関する変数はより細かい分類である8分類を用いている。

まずは全体の結果から見ていくと、両親学歴、暮らし向き、母職等、階層要因はそれぞれ有意であり、受験意思の結果と似たような傾向を示した。地域を細かく見ていくと（関東が基準）、近畿・中国・四国で有意でない、すなわち関東と同じレベルの国私立中学校進学者がいるという結果となった。供給量の違いが進学にも影響を与えることはここからも確認できる。

では、潜在的受験確率の高い群での分析を見てみる。するとおおむね全体の分析と同様の傾向を示した。受験確率の高い層に絞った分析であるので、家庭背景に関する類似性は高まっている。それにもかかわらず、出身家庭背景の要因はそれぞれ有意な影響を示している。

表 5 中学校種別の推定結果

	(全体)		(高い群)		(低い群)	
	B	(s.e.)	B	(s.e.)	B	(s.e.)
子年齢	0.056	(0.057)	0.090	(0.066)	-0.007	(0.120)
男子ダミー	-0.017	(0.091)	0.061	(0.106)	-0.335	(0.192) †
母年齢	0.042	(0.013) **	0.041	(0.015) **	0.042	(0.027)
兄弟姉妹数	-0.484	(0.072) ***	-0.620	(0.088) **	-0.223	(0.140)
母フルタイム	0.164	(0.148)	0.072	(0.168)	0.598	(0.331) †
母パートタイム	-0.221	(0.104) *	-0.272	(0.123) *	-0.048	(0.203)
父大卒	0.426	(0.107) **	0.490	(0.134) **	0.446	(0.212) *
母大卒	0.762	(0.117) **	0.872	(0.159) **	0.739	(0.204) **
暮らし向き	0.728	(0.066) **	0.872	(0.088) **	0.548	(0.137) **
地域8区分						
北海道	-1.062	(0.265) **	-1.772	(0.433) **	0.696	(0.527)
東北地方	-1.397	(0.352) **	-2.087	(0.601) **	0.264	(0.596)
中部地方	-0.948	(0.161) **	-1.179	(0.207) **	0.407	(0.486)
近畿地方	-0.099	(0.122)	-0.346	(0.155) *	1.275	(0.458) **
中国地方	0.016	(0.211)	-0.173	(0.268)	1.422	(0.520) **
四国地方	0.080	(0.288)	-0.367	(0.395)	1.672	(0.571) **
九州地方	-0.674	(0.214) **	-0.785	(0.257) **	0.530	(0.556)
cons	-5.985	(0.918) **	-6.750	(1.108) **	-6.286	(1.878) **
N	4876		2433		2443	
log likelihood	-1587.7076		-1119.0359		-446.51737	

つまり、アスピレーション（＝受験意思）と実際の進学行動にはそれぞれに階層の壁があるということがうかがえる。

つぎに、潜在的受験確率の低い群に絞った分析を見ていく。階層要因については、おおむね全体の結果とたがわない傾向を示しているものの、兄弟数の効果がなくなり、母親職業の効果にも変動がみられる。母親の職業（専業主婦を基準カテゴリとしている）は全体の分析において（パート<フルタイム≒専業主婦）であったのに対し、受験確率低い群では、（パート≒専業主婦<フルタイム）というように変化している。母親がフルタイムで仕事をしている、つまり家庭で接する時間が相対的に短い家庭のほうが私立中学校に進学させやすいということが予想される。地域の影響力も大きな変化を示し、近畿・中国・四国が正に有意となった。地域のパラメータを図示すると図 13 のようになる。推定値の大きさに違いはあるが、グラフのパターンは非常に似通っている。これは、受験確率高い群において、基準カテゴリとしている関東が正の効果を示しているということである。親が子供を国私立中学校に進学させるつもりでいても、国私立中の供給量の多い地域に住んでいるか否かによって、その達成に差が生じているということであろう。地域によって、中学校選択の需要と供給のバランスに大きな乖離が読み取れる。また、近畿地方以西においては潜在的受験確率が低い群でも多くの生徒が国私立中学校に通っている。家計の状況などから中学受験を考えないような家庭に対しても国私立中学校という選択が浸透していることがうかがえる。

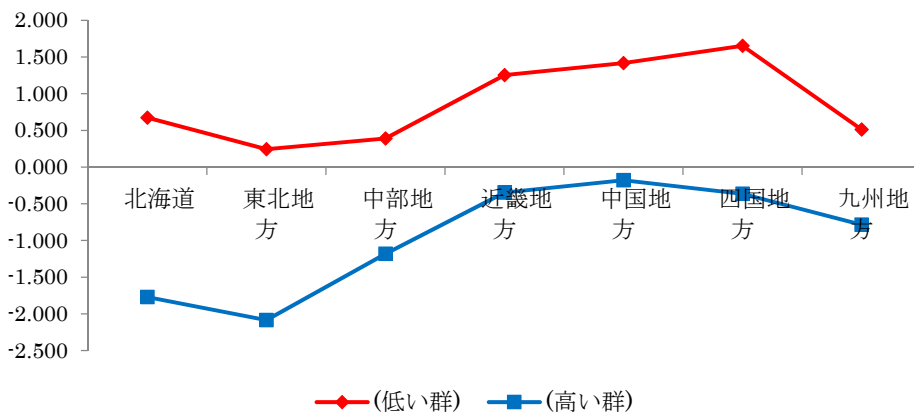


図 13 地域効果の分布

## 5. 考察と課題

本稿では、国私立中学校進学に関するアスピレーションの壁と進学のための壁について、階層要因と地域要因から検討を行った。その結果、出身家庭、地域によって受験意思に格差があること、実際の進学行動には、さらに階層による影響力が存在すること、国私立中学校の供給量による進学の差が生じていること等が明らかとなった。中学受験や国私立中学校進学という、一見首都圏特有の現象というようにとらえられがちである。しかし、本稿の結果が示すように、首都圏以外の地域にも確実にその波は広がっている。特に一部の地域では、もともと中学受験とは無縁であるように見える層も巻き込んで中学校段階における質的分化が進行しているのである。また近年では、公立中学校においても中高一貫教育を行うための学校が設置されており、地方都市を中心にその数を増加させている（濱本 2012）。これら公立中高一貫校も大学進学等で有利になるような機能が期待されており、さらに入学に際しては選抜のプロセスが存在する。公立中高一貫校が現在の国私立中学校と同じような役割を担うのであれば、今後もますます中学校段階における出身階層による分化が進行していくことも示唆される。

さいごに、本稿の課題と展望について述べる。本稿の課題として、より細かい地域差の検討が挙げられる。今回検討した地域的な要因は 4 分類ないし 8 分類という大まかなものであった。国私立中学校の供給量は都道府県ごともしくは市区町村ごとに大きく異なる。進学意識や行動がより身近な範囲での供給量に左右されることも予想される。

これに関連して、進学格差のメカニズムに関する地域または世代間のバリエーションを検討する必要もあるだろう。教育機会不平等研究の多くは、階層間格差構造の世代間比較を通じて、教育機会の全体としての規模拡大によって階層間格差が消失するのかどうかを問うてきた（近藤・古田 2011）。国私立中学校に関しても、供給量の少ない地域と多い地域では異なる要因で分化が行われているかもしれない。冒頭で述べたように、中学校段階におけ

る質的分化を階層問題として扱うのであれば、今後の展開として、供給量多寡による格差構造の変化についても検討する必要がある。

### 補 受験意思確率の感度分析

本論では第1段階で受験確率を推定し、それを用いて第2段階の分析を行った。この方法の妥当性は、第1段階の確率推定の精度に大きく左右される。そこで本節では、本分析の妥当性の検証として、第1段階で行った2項ロジットモデルの感度に関して若干の考察を行う。

4.2節では中学校の子どもを持つ親の潜在的な受験確率推定値の分布を確認した。当然この推定値は小学生を子に持つ親にも算出されている。表A1がその分布である。確率は連続量であるため、実測値(二値)との適合度を検証するには、推定確率をどこかの値で2分割して仮想的な二値の推定値を出さなければいけない。通常行われるのは、確率が1/2となる点(すなわちモデル式 $\log\left(\frac{p}{1-p}\right) = 0$ となる点)で区切る方法である。それを用いて受験意思の仮想推定ダミー変数 $\hat{C}$ を作成し、実測値とのクロス表を取ると表A2のようになる。この表のうち、対角セルの度数が受験意思の有無を正しく推定できている度数であり、非対角セルの度数は誤推定している度数である。この表にて感度(Sensitivity)  $\Pr(\hat{C} = 1|C = 1) = 0.178$ 、特異度(Specificity)  $\Pr(\hat{C} = 0|C = 0) = 0.984$ となり、受験意思ありに対して予測の精度が低い。

これは確率推定値のカットオフのポイントを0.5に設定したことによる。感度と特異度はトレードオフの関係にあり、感度を上げるためにカットオフのポイントをずらすと特異度が減少する(図A1)。カットオフポイントを、第2段階で用いた値(0.147)に設定すると、表A2のようになる。感度が上昇した分特異度が減少し、全体としての適合度はと低い値になる。ただしそれでも76.0%という高い予測精度を出している。

表 A1 受験意思感度 (確率 0.5)

	予測値 $\hat{C}$			合計
	1	0		
実測値 C	1	313	1441	1754
		(17.84%)	(82.16%)	(100.00%)
	0	184	11545	11729
		(1.57%)	(98.43%)	(100.00%)
合計		497	12986	13483
		(3.69%)	(96.31%)	(100.00%)
		一致度		0.879

表 A2 受験意思感度 (確率 0.147)

	予測値 $\hat{C}$			合計
	1	0		
実測値 C	1	1256	498	1754
		(71.61%)	(28.39%)	(100.00%)
	0	2738	8991	11729
		(23.34%)	(76.66%)	(100.00%)
合計		3994	9489	13483
		(29.62%)	(70.38%)	(100.00%)
		一致度		0.760

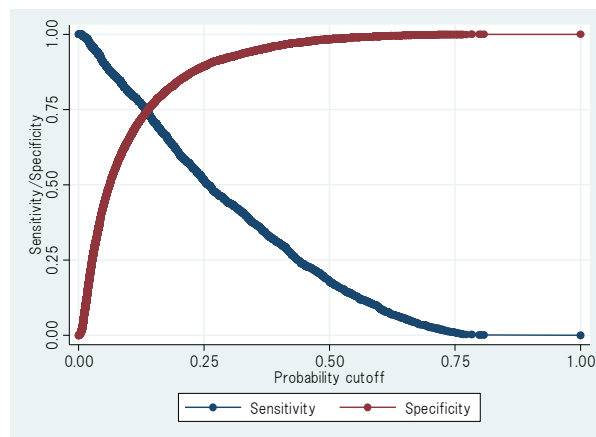


図 A1 感度と特異度の分布

[注]

- 1) 学校基本調査より。なお、1999 年度以降の数値に関しては中等教育学校の中等部も含む。
- 2) 「進学・非進学」を分断線とした階層間格差についてはこの傾向の一般性は荒牧（2007）によって否定されている。しかし、学校段階の内部の分化（どのようなタイプの学校に進学するか）に関しては十分には考察されていない。
- 3) データ番号はそれぞれ 0902, 0903, 0906, 0907 である。なお「学校教育に対する保護者の意識調査」は 2003 年度にも実施されている。しかしこのデータには中学受験意思を尋ねる質問が含まれていないため、分析には用いない。
- 4) 第 2 段階の分析で用いる確率推定値は、第 1 段階で（全く異なる対象に対して）行われた別の分析から算出されたものである。この方法の妥当性に関しては、第 1 段階の「モデルが真であるならば」担保される。ロジットモデルにおいても過小定式化による推定値のバイアス（不偏性の破たん）が知られており（Cramer 2005）、分析に必要な変数が落ちていると確率の推定値も不正確になる恐れはある。
- 5) 「学校教育に関する保護者の意識調査」において親の学歴は、回答者の性別によって異なることに注意する。父学歴は、回答者が父ならば「あなたは大学短大を卒業している」の項目を用い、回答者が母なら「配偶者が大学短大を卒業している」を用いる。母学歴においても同様である。
- 6) 全体の分布は示していないが、表 3 でみるように、サンプルの多くが公立中学校進学者であり、かつ国私立中学校進学者の潜在的受験確率はほぼ一様に分布しているため、全体の分布の概形は図 9 とほぼ同等と考えて差し支えない。
- 7) 単純なセレクションモデルであればプロビットモデルの推定値  $x_i\beta$  に対して逆ミルズ比  $\lambda_i = \frac{\phi(x_i\beta)}{\Phi(x_i\beta)}$ （ $\phi$   $\Phi$  はそれぞれ正規分布の確率密度関数と分布関数）を投入する方法も考えられる。今回は学校種別の情報が受験意思に条件づけられているわけではないので、単純化のために確率でサンプルを分割することとどめた。

[付記]

二次分析に際し、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 データアーカイブより、以下の個票データの提供を受けた。

「学校教育に関する保護者の意識調査 2008」, 「学校教育に関する保護者の意識調査 2012」  
「学校外教育活動に関する調査 2009」, 「学校外教育活動に関する調査 2013」（ともにベネッセ総合研究所）。また二次分析研究会および成果報告会においていただいたコメントや質問も大変

参考になった。関係各位に心よりの感謝申し上げる。

#### [参考文献]

- 荒牧草平, 2007, 「Transitions Approach による教育達成過程の趨勢分析」『理論と方法』22(2) : 189-203.
- Blossfeld, Hans-Peter and Yossi Shavit, 1993, “Persisting Barriers: Change in Educational Opportunities in Thirteen Countries”, Shavit, Yossi and Blossfeld, Hans-Peter eds, *Persistent Inequality: Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*, Westview Press: 1-23.
- Boudon, R., 1973, *L’Inegalite des Chances, La mobilite sociale dans les societies industrielles* = 杉本一郎・草壁八郎・山本剛郎(訳), 1983, 『機会の不平等——産業社会の教育と社会移動』新曜社.
- Breen, R. and Jonsson, J. O. 2000, “Analyzing Educational Careers: A Multinomial Transition Model,” *American Sociological Review*, 65(5): 754-72.
- Cramer, J. S., 2005, “Omitted Variables and Misspecified Disturbances in the Logit Model,” Tinbergen Instituut Discussion paper, University of Amsterdam (4) Economics: 1-12.
- 藤原翔, 2009, 「現代高校生と母親の教育期待——相互依存モデルを用いた親子同時分析」『理論と方法』24(2) : 283-99.
- 濱本真一, 2012, 「公立中高一貫校拡大の規定要因分析——学校タイプによる傾向の違いに着目して」『社会学年報』41 : 115-25.
- 樋田大二郎, 2007, 「受験行動・学校選択について」Benesse 教育研究開発センター編『中学校選択に関する調査報告書』: 55-84.
- 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.
- 小針誠, 2004, 「階層問題としての小学校受験志向——家族の経済的・人口的・文化的背景に着目して」『教育学研究』71(4) : 42-54.
- 近藤博之・古田和久, 2011, 「教育達成における階層差の長期的趨勢」石田浩・近藤博之・中尾啓子(編)『現代の階層社会 2 階層の移動と構造』東京大学出版会 : 89-105.
- Lucas, Samuel R, 2001, “Effectively Maintained Inequality: Education Transitions, Track Mobility, and Social Background Effects.” *American Journal of Sociology* 106(6) : 1642-90.
- Mare, Robert D., 1980, ”Social Background and School Continuation Decisions”, *Journal of the American Statistical Association*, 75: 295-305.
- Müller, Walter and Wolfgang Karle, 1993, “Social Selection in Educational Systems in Europe,” *European Sociological Review*, 9(1): 1-23.
- 西丸良一, 2008a, 「大学進学に及ぼす国・私立中学校進学の影響」『教育学研究』75(1), pp24-33
- 西丸良一, 2008b, 「国・私立中学校の学歴達成効果」米澤彰純編『2005SSM 調査シリーズ 5 教育達成の構造』2005 年 SSM 調査研究会 : 99-111.

Raftery, Adrian E. and Michael Hout, 1993, "Maximally Maintained Inequality: Expansion, Reform, and Opportunity in Irish Education, 1921-75", *Sociology of Education*, 66(1): 41-62.

# 保護者の大学進学期待の研究

## —その規定因と子どもの学業達成に与える影響—

武井 恵亮

(東京大学大学院)

本稿ではどのような保護者が子どもに大学進学を期待するのかを、社会階層的要因および大学に対する意味づけという意識的要因に着目して検討する。さらに、保護者の大学進学期待が子どもの学業達成に与える影響を明らかにすることを目的とする。ロジスティック回帰分析の結果、父親の高等教育卒業、母親の高等教育卒業、子どもの性別（男子）といった属性的要因の他に、大学が子どもの人生経験として貴重であるという意識、これからの時代には大学卒業が必要であるという意識が大学進学期待に影響していた。さらに、重回帰分析の結果、大学進学期待は社会階層的要因よりも強く子どもの学業達成に影響していることが確認された。

### 1. はじめに

本稿は保護者の大学進学期待に着目し、その規定要因と子どもの学業達成に与える影響を検討することを目的とする。

現在、日本の18歳人口は減少を続ける一方で大学の定員は増加しており、結果として2000年代後半以降には、選り好みをしなければ誰でも大学に入れる「大学全入時代」に突入したと言われている。もちろん、「全入」とは大学志願者数と大学入学定員を見たときの数字上での話であり、誰もが志望する大学・学部に入れることを意味してはいない。さらに言えば、そもそも大学入学を志願しない者もいる。

実際のところ、大学入学志願者は同年代の中でどの程度の割合を占めるのだろうか。文部科学省の実施した平成26年度の「学校基本調査」によれば、四年制大学（学部）への入学志願率（現役）は54.9%（実際の大学進学率（現役）は48.1%）となっている。つまり、「大学全入時代」を迎えたと称され、定員割れとなる大学も多数存在する状況においても、高等学校及び中等教育学校後期課程を卒業した者のうち、四年制大学への進学を希望するのは半分強のみに留まるということになる。

それでは、四年制大学への入学を希望するか否かの違いはどのように形成されるのだろうか。一つには、本人の能力や希望が大きな要因としてあるだろう。しかし、生徒本人に関する要因だけでなく、家庭の経済状況といった社会階層的要因や保護者の希望といった生徒本人以外の意識に関する要因もまた、大学進学期待に大きな影響を与えると考えられる。

その背景には日本における教育費用負担の特徴がある。日本は他の先進国と比べて高等教育費の私的負担割合が高いことが指摘されており、2011年の私的負担割合は66%（公的負担割合は34%）で、OECD加盟国平均の31%と比べると倍以上の水準となっている（OECD



2014). また、OECD (2013) の報告書では、「授業料が高い他の OECD 諸国と比べても、奨学金を受けている学生の割合が少なく、特に給与型奨学金の割合が小さい」と、奨学金の整備が遅れていることも指摘されている。このような現状に鑑みると、現代日本において、保護者が高等教育にかかる費用を支出することは広く浸透していると考えられ、その結果、四年制大学に進学するか否かの選択には、本人に関する要因の他に、家庭の経済的事情や家計を握る保護者の意識・態度が与える影響が小さくないと推察できる。つまり、子ども自身も家計の状況や親の考えを考慮して進路を選択しているし、保護者も子どもの進学段階の程度を期待(予測)し、それに応じた行動をとっていると考えられる。本稿では、以上述べてきたように子どもの大学進学に影響していると考えられる保護者の進学期待に着目し、その規定要因を検討した上で、保護者の抱く進学期待が子どもの学業達成に及ぼす影響についても分析を行う。

## 2. 先行研究

### 2.1 保護者の進学期待の規定要因に関する研究

従来の社会階層と教育に関する研究において、子どもの進学期待や教育達成は社会階層的要因の影響を受けているということがほぼ一貫した見方だと言える。しかし、分析の結果から、社会階層的要因が進学期待や教育達成に影響することが明らかになっても、それ自体は「なぜ」影響を与えるのかということについての説明を提供せず、メカニズムは不明確のまま残る。この問題の背景には、多くの研究において子どもに対する親の期待がどのようにして形成されているのか、そして親が子どもの教育期待形成や教育達成にどのように関わってくるのかの見通しがついていないことが考えられる(藤原 2009)。また、中澤(2008)は、保護者の進学期待を考慮した先行研究は保護者の意識が子どもの進学決定行動あるいは進学期待形成に影響を与えていることを想定に置くに留まるか、社会階層的要因と子どもの進学決定行動あるいは進学期待形成との間の媒介要因として検討に加えているものが多く、保護者の子どもに対する進学期待の規定要因に関する検討が少ないことを指摘している。そこで、保護者の進学期待の規定要因を検討し、これを明らかにすることで、社会階層と進学期待や教育達成の間にある影響過程の解明に一定の貢献を果たすことが期待できると考える。

保護者の進学期待を規定する要因としてまず考えられるのが、家庭の経済的状況である。先述のように、日本では高等教育にかかる費用の多くを家庭が負担している。そのため、経済的ゆとりがあると感じている保護者の方が子どもに強く進学を期待すると考えられる。子ども本人の進学期待に関する先行研究でも、一般に家計に経済的ゆとりがあるほど進学期待が高くなることが示されている(森 2014)。また、保護者自身の学歴が高いと、子どもへの進学期待が高くなる傾向にあることを示す知見が先行研究から得られている(島 2008, 平沢 2012)。これら家計や保護者に関する要因だけでなく、子どもに関する要因も検討に加

える必要があるだろう。例えば、Brinton and Lee (2001) は、日本では子どもが男子であった場合により教育期待が高いことを明らかにしている。さらに、地域的な要因も保護者の進学期待に影響を与えることが考えられる。東京を中心とする首都圏は地方部よりも大学進学率が高いが、このような環境においては保護者が子どもに大学進学を期待する傾向は強くなることが考えられる(中澤 2008)。

以上のような要因が保護者の進学期待の形成に影響を及ぼすと考えられるが、実際に日本で行われた保護者の進学期待の規定要因に関する研究として、中澤(2008)、藤原(2009)などが挙げられる。例えば中澤(2008)は、家庭環境が進学行動に影響を与えるメカニズムの一つとして母親の進学期待の投影を予想し、母親の進学期待の決定要因について分析を行った。その結果、子どもが男子であること、両親が高等教育を受けていること、経済的ゆとりがあること、子どもの成績がよいことといった要因が保護者の進学期待を高め、子どもの数が多くなると進学期待が低くなることを示した。また、東京都区内にあって学校や母親の学歴が高い学校では進学期待が高く、学校における進学熱の高さが個人の効果に影響を与えるという交互作用の存在も明らかにしている。これらの先行研究では、母親の進学期待を規定する社会階層的要因についてその効果が検討されているが、本稿ではそのような要因に加え、保護者が持つ大学進学に対する意味づけという意識的要素の影響を検討する。

出身階層と進学・学歴格差との関係についての研究の中で、意識的要素に注目した代表的なものが Sewell ら(1970)のウィスコンシンモデルである。ウィスコンシンモデルは、Blau and Duncan(1967)によって提示された地位達成モデルに、他の要因を追加した諸研究の知見の蓄積から構築された。Sewell らは、社会的出自と認知能力という先行変数と、教育や職業といった地位達成を表す従属変数との間に、「重要な他者」の影響とアスピレーションという社会心理学的変数を設定し、社会心理学的側面を強調した。このモデルでは、親の職業や学歴、家庭の経済的状況等の社会的出自と認知能力が個人の学業成績を規定し、その学業成績と親の社会経済的地位に基づいて教師や両親といった重要な他者が個人に対し特定の地位の達成を期待すると仮定する。そして、助言や励ましの形でその重要な他者からの期待を受け取った子どもは、職業や教育に対するアスピレーションを形成し、そのアスピレーションに沿って、個人の地位の達成が成されるとする。その後、ウィスコンシンモデルに対する批判も出され、異なる媒介メカニズムを想定した多くの研究が行われてはいるが、媒介変数としての社会心理学的変数の重要性を示したウィスコンシンモデルの功績は大きいと考えられる。

ところで、ウィスコンシンモデルでは、高い地位の職業に就くためには高い学歴が必要だと考える保護者が想定されていると考えることができる。しかし、保護者が子どもに大学進学を勧める理由は地位達成に必要な学歴を獲得するためとは限らない。全国大学生生活協同組合連合会の「2013 年度保護者に聞く新入生調査」によれば、大学に進学させた理由(複数選択)についての回答として「本人の希望が強かったから」が 85.5%と最も多く、以下、

「色々な経験をさせたいから」(49.8%)、「就職や資格取得のために大学卒の学歴が必要だから」(45.0%)、「専門的知識を身につけさせたいから」(39.9%)、「人間関係を広げさせたいから」(37.8%)と続いている。このことから、大学卒の学歴獲得と同程度に、大学生活自体を貴重な経験と捉えている保護者の姿がうかがえる。そこで、本稿では、そのような大学進学に対する保護者の意識も変数として分析に加え、保護者の大学進学に対するどのような意味づけが進学期待を形成するのかを検討する。

## 2.2 保護者の進学期待が子どもの学業達成に与える影響に関する研究

保護者の進学期待の影響に関する研究としては、子どもの進学期待に対する効果を分析しているものが多い。例えば、卯月(2004)は、小学5,6年生と中学2,3年生の親子に対する調査データから、母親の子どもへの大学進学希望の有無が、子どもの大学進学希望の有無に最も大きな効果を持つことを示した。また、濱嶋(2004)は、中学2年生とその母親に対する調査データから、子どもの進学希望は母親の子どもへの進学期待によって最も強く規定されていることを明らかにした。同様の結果は平沢(2012)でも確認されている。

一方、保護者の進学期待が子どもの学業達成に与える影響を示した研究も存在する。耳塚(2007)は、小学6年生とその保護者を対象にした調査データを分析した結果、子どもの算数の学力を規定する家庭的背景の要因の中で、学習塾や稽古事などに支出する金額である学校外教育費支出、子どもにどの段階までの学歴を期待するかという保護者の学歴期待、世帯収入、母親の学歴の順に影響が大きいことを確認した。耳塚はこの結果から、フィリップ・ブラウン(1995=2005)が指摘したような、「業績」ベースの教育選抜から「ペアレントクラシー」への変質が日本でも起きている可能性を示唆した。つまり、人々の選抜が「能力+努力=業績」というメリトクラシー方程式ではなく、「富+願望=選択」というペアレントクラシー方程式に沿って行われるようになってきているということである。

保護者の進学期待に関する先行研究の多くでは、子どもの成績は保護者の進学期待を規定する要因として扱われている。確かに保護者が子どもの学力を全く考慮せずに進学段階の期待を形成することは考えにくい。一方で保護者の進学期待を内面化した子供がその達成に向けた意欲を高めて学習に努力し、結果として良い成績を得るという方向の関係も想定しうる。ウィスコンシンモデルでは学業成績からアスピレーションへという方向の影響が強調されているが、それは意欲の測定以前に成績を測定した縦断調査データを使用したことが理由である(鹿又 2013)。ウィスコンシンモデルにおける「アスピレーション→地位達成」という影響の間に、子どもの努力と学業達成を置き、「アスピレーション→努力→学業達成→地位達成」という影響の連鎖を想定することは十分に可能だろう。また、荻谷(2008)は、出身階層により努力の量(学習時間)に差があるか調査データを用いて検討し、父親の職業や両親の学歴といった出身階層が学習時間の長さ、すなわち学習の努力に差異をもたらすことを確認した。荻谷の分析では保護者の進学期待は変数として組み込まれて

はいないが、出身階層と学習の努力を媒介する要因として働いている可能性が考えられる。

そこで、本分析では子どもの学業達成を保護者の進学期待の規定要因としてではなく、保護者の進学期待から影響を受ける従属変数として扱う。その際には、従来、学校外学習時間として合計して扱われることが多かった家庭学習時間と塾学習時間とを分別して検討する。野田（2014）は、強制的に時間が確保される塾での学習と、個人の自主性に委ねられる家庭での学習は分別して考える必要があることを指摘し、親の階層と本人の学習動機、学校外学習時間との関連を検討した。その結果、家庭学習時間については両親学歴の影響が、塾等学習時間については世帯収入の影響がそれぞれ見られること、本人の学習動機との関連は、家庭学習時間においてのみ確認されることを示した。この知見に基づき、本分析でも塾学習時間と家庭学習時間は異なる変数として扱うこととする。

### 3. 方法

分析にはベネッセ教育総合研究所と朝日新聞社が共同で実施した「学校教育に対する保護者の意識調査 2012」で得られた調査データを用いる。調査時期は2012年11月 - 2013年1月、調査対象は全国の公立の小学2年生、小学5年生、中学2年生をもつ保護者6,831名（配布数8,766名、有効回収率77.9%）、調査方法は学校通しによる家庭での自記式質問紙調査（子どもを経由した配布・回収）であった。

#### 3.1 分析対象者

この調査では一部に父親や祖父母による回答も見られるが、約91%が母親による回答であった。このようなサンプル特性を考慮し、本稿では分析対象を母親回答のデータに限定した。また、分析で学校の成績（詳細は後述）を変数として用いる。この変数自体が客観的データではなく回答した母親の申告データであるが、学校の成績評定方法の違い等を考えると、小学生より中学生の保護者の成績認識の方がより精度が高いと推測される。そのため、分析には中学2年生をもつ保護者の回答データのみを使用した。さらに、分析には3つの保護者の意識変数（詳細は後述）を用いるが、この質問には「大学に進学させる予定はない」という選択肢が含まれていた。3つの質問全てに「大学に進学させる予定はない」と回答したデータは分析から除外した。このことにより、本稿で行ういずれの分析においても、データには子どもを大学に進学させないことを強く決めている保護者の回答は含まれないことになるため、この点は留意する必要がある。最終的に分析で用いるのは1304ケースとなった。

#### 3.2 変数

##### 3.2.1 保護者の進学期待の規定要因に関する分析

本分析の従属変数である「大学進学期待」には「あなたはお子様をどこまでの学校へ進学

させたいとお考えですか」への回答を用いた。「四年制大学まで」あるいは「大学院まで」と回答した人を1, それ未満の段階と回答した人を0とするダミー変数に変換した。「その他」や「無回答・不明」は欠損値として扱った。

社会階層的要因群の独立変数である「母親の学歴」については、「お母様は大学・短期大学を卒業している」への回答を用いた。卒業している場合を1とするダミー変数とし、「無回答・不明」は欠損値として処理した。「父親の学歴」も同様にダミー変数とした。「子どもの性別」は、「男子」が1となるダミー変数に変換して用いた。「首都圏」は、首都圏居住が1となるダミー変数に変換して用いた。「経済的ゆとり」については、「あなたの生活には経済的にどの程度ゆとりがありますか」の回答を用いた。この回答は「ゆとりがある」から「ゆとりがない」まで4段階となっている。「無回答・不明」を欠損値とし、ゆとりがあるほど数値が大きくなるようにリコードして用いた。保護者の意識的要因群の独立変数には「あなたは、お子様の将来についてどのように考えていますか」という質問の「大学で過ごすこと自体が子どもの人生経験として貴重だ」「これからの時代は大学くらい出ていないとやっていけない」「大学を卒業することが子どもに能力があることの証明になる」への回答を用いた。順に大学進学を「人生経験」「必要性」「能力証明」から意味づけていることを示していると考え、この回答は「とてもあてはまる」から「まったくあてはまらない」の4段階と「大学に進学させる予定はない」の5つの選択肢が用意されていたが、前述のように「大学に進学させる予定はない」という回答は分析から除外し、「無回答・不明」を欠損値処理した後、あてはまるほど数値が大きくなるようにリコードして用いた。

### 3.2.2 保護者の進学期待が子どもの学業達成に与える影響に関する分析

本分析の従属変数である「学業達成」には「お子様の学校での成績は、クラスの中でどのくらいですか」への回答を用いた。この回答は「上のほう」から「下のほう」の5段階となっている。「わからない」「無回答・不明」は欠損値として処理した後、成績が良いほど数値が大きくなるようにリコードして用いた。

週塾学習時間は、計算・書き取りなどのプリント教材教室(公文など)、受験のための塾(進学塾)、補習塾への1週間あたりの通塾日数(単位:日)と1回あたりの学習時間(単位:時間)から算出した。通塾日数は「1週間に何日くらい勉強していますか」への、1回あたりの学習時間は「1回の通塾で何時間くらい勉強していますか」への回答を用いた。通塾日数は小数点以下を切り上げ、1刻みとした。1回あたりの学習時間は0.5(時間)刻みに小数点以下を切り捨てた後、単位を分に換算した。その後、1週間あたりの通塾日数と1回あたりの学習時間を掛け合わせ、「週塾学習時間」の変数とした。いずれにも通っていない子どもには0が与えられることになる。週家庭学習時間は「お子様はふだん(月曜日～金曜日)、1日に平均してご家庭でどれくらい勉強しますか。学習塾や予備校などで勉強する時間は含めないでください」への回答を用いた。この回答は「ほとんどしない」から「それ以上」

までの9段階を30分刻みで尋ねている。「ほとんどしない」を0分、「それ以上」を240分とした。その後、7倍して「週家庭学習時間」の変数とした。

本分析で用いた変数の記述統計量を表1に示す。

表1 記述統計量

変数	平均	標準偏差	最小値	最大値
母親高等教育ダミー	0.40	0.49	0	1
父親高等教育ダミー	0.46	0.50	0	1
男子ダミー	0.50	0.50	0	1
首都圏ダミー	0.26	0.44	0	1
経済的ゆとり	2.26	0.77	1	4
人生経験	2.81	0.84	1	4
必要性	2.44	0.87	1	4
能力証明	2.15	0.73	1	4
大学進学期待ダミー	0.65	0.48	0	1
週塾学習時間	154.71	184.55	0	1080
週家庭学習時間	346.51	282.19	0	1680
学業達成	3.19	1.32	1	5

(N=1304)

#### 4. 結果と考察

##### 4.1 保護者の進学期待の規定要因に関する分析

保護者の進学期待に関するロジスティック回帰分析を行った結果を表2に示す。

モデル1は、同様の先行研究において保護者の進学期待の規定要因として取り上げられていた母親の学歴、父親の学歴、子どもの性別、居住地域、家庭の経済的ゆとりを独立変数として投入したモデルである。結果は投入した全ての変数が統計的に有意となった。具体的には、母親が短大・大学を卒業している、父親が短大・大学を卒業している、子供が男子である、首都圏に住んでいる、経済的にゆとりがある、のいずれも保護者が子どもに四年制大学以上に進学することを期待する確率に正の効果を持っていた。擬似決定係数のNagelkerkeR<sup>2</sup>は.27であった。

モデル2は、保護者の大学進学の意味づけを表す3つの変数を追加投入したモデルである。新たに投入した3つの変数のうち、大学進学を人生経験、必要性として意味づける意識が高いことが、進学期待に対して統計的に有意な正の効果を持つことが示されたが、子どもの能力証明として意味づける意識は統計的に有意な効果はなかった。人生経験が効果を持つことから、高等学校及び中等教育学校後期課程の卒業後直ぐに社会に出るのではなく、大学に進学して様々な体験をしたり人間関係を広げたりして欲しいという思いから子どもに進学を期待する保護者の姿が見て取れる。必要性が効果を持つ一方で能力証明が効果を持たなかったことについては、社会における大学卒業の意味から考えることができる。

う。近年ではその効果が弱まっているという議論もあるが、依然として日本社会で高い学歴を有していることは就職場面等において一定程度有利に働くと考えられる。そのような社会で生きるために大学卒業が必要だという意識は、保護者が子どもに対して大学進学期待を形成する要因として働くと考えられる。一方、大学を卒業することがたとえ子どもの能力の証明になるとしてもそれには高い教育費用をかけることが求められるために積極的に大学進学を期待させる効果はなく、必要性を統制した上での能力証明は保護者の有意な影響を与えなかったと考える。また、統計的に有意な効果を持った2つの変数の効果の大きさを比較すると、必要性よりも人生経験の方が大きかった。このことは、現代の日本の保護者においては、ウィスコンシンモデルで暗黙の仮定としておかれていた、高地位達成のために必要な学歴獲得のため大学進学を必要だと考えることよりも、子どもの人生における経験として大学生活自体が貴重だと考えることの方が、子どもに対して大学進学を期待することを強める要因として働くことを示唆しているといえるだろう。さらに、NagelkerkeR<sup>2</sup>が.45とモデル1に比べて大きく増加していることは、意識的変数が保護者の進学期待の有効な予測変数となることを示している。なお、モデル2では、モデル1で投入した5つの変数のうち、経済的ゆとりは統計的に有意な効果を示さなくなった。

表2 保護者の大学進学期待の規定要因（ロジスティック回帰分析の結果）

	モデル1		モデル2	
	$\beta$	$exp(\beta)$	$\beta$	$exp(\beta)$
母親高等教育ダミー	0.68	1.98 ***	0.58	1.78 **
父親高等教育ダミー	1.40	4.04 ***	1.22	3.39 ***
男子ダミー	0.99	2.70 ***	1.03	2.79 ***
首都圏ダミー	0.51	1.66 **	0.60	1.81 **
経済的ゆとり	0.24	1.27 **	0.18	1.20
人生経験			1.01	2.74 ***
必要性			0.69	2.00 ***
能力証明			-0.18	0.84
定数	-1.27	0.28 ***	-5.04	0.06 ***
<i>-2 log likelihood</i>	1403.62		1176.65	
<i>df</i>	5		8	
<i>N</i>	1304		1304	
<i>Nagelkerke R<sup>2</sup></i>	0.27		0.45	

\* $p < .05$  \*\* $p < .01$  \*\*\* $p < .001$

#### 4.2 保護者の進学期待が子どもの学業達成に与える影響

子どもの学業達成に関する重回帰分析の結果を表3に示す。

モデル1は母親の学歴、父親の学歴、子どもの性別、居住地域、家庭の経済的ゆとりを独立変数として投入したモデルである。投入した全ての変数が統計的に有意となった。具体的

には、母親が短大・大学を卒業していること、父親が短大・大学を卒業していること、経済的にゆとりがあることが子どもの学業達成に正の影響を与えていた。一方、子どもの性別が男子であること、首都圏に住んでいることは負の影響があった。首都圏に住んでいることの影響が負であるのは、分析に用いているのが公立中学校の生徒のデータであることが関係しているものと思われる。つまり、首都圏では成績上位層の私立中学校への進学率が高く、公立学校の生徒を調査対象として行われた本分析で用いたデータには学力的に優秀な層が比較的少ないことによって負の効果が見られたと考えられる。また、この5つの変数で全分散の約9.1%が説明できる。

モデル2は大学進学期待を追加投入したモデルである。大学進学期待の $\beta$ は0.394と大きく、保護者の進学期待が子どもの学業達成に大きな影響を及ぼしていることが示唆される。これは先行研究で得られている知見とも整合的である。また、この変数の投入によって父親の学歴の効果は統計的に有意ではなくなり、母親の学歴の効果は有意ではあるものの小さくなった。このことから、保護者の進学期待の直接効果は、大学進学期待を反映したものであったことが考えられる。

モデル3は週塾学習時間と週家庭学習時間を追加投入したモデルである。投入した2つの変数はいずれも学業達成に対して正の効果を持つが、その大きさは家庭学習時間の方が大きいことがわかる。モデル3では、モデル2と比較して経済的ゆとりの効果が小さくなっているが、これは塾学習時間が親の教育投資すなわち経済資本を反映しているためと考えられる。また、大学進学期待の効果も減少しているが、これはより自発的な学習努力行動と捉えられる家庭学習時間が親の進学期待の内面化を反映しているという可能性が考えられる。ただし、学習時間の変数を投入したことによる大学進学期待の効果の減少は小さく、その独自の効果は依然として大きい。



表3 子どもの学業達成の規定要因（重回帰分析の結果）

	モデル1		モデル2		モデル3	
	$\beta$		$\beta$		$\beta$	
母親高等教育ダミー	0.11	***	0.06	*	0.05	*
父親高等教育ダミー	0.17	***	0.06		0.05	
男子ダミー	-0.06	*	-0.14	***	-0.10	***
首都圏ダミー	-0.10	***	-0.13	***	-0.10	***
経済的ゆとり	0.11	***	0.09	**	0.06	*
大学進学期待ダミー			0.39	***	0.37	***
週塾学習時間					0.08	**
週家庭学習時間					0.21	***
定数	22.40		21.06		17.03	
調整済み $R^2$	0.09		0.22		0.26	
$\Delta$ 調整済み $R^2$			0.13***		0.05***	
$N$	1304		1304		1304	

\* $p < .05$  \*\* $p < .01$  \*\*\* $p < .001$

## 5. まとめと課題

本稿では、保護者の大学進学期待に着目して、その規定要因と子どもの学業達成に与える影響を検討した。

分析の結果、保護者の大学進学期待は両親の学歴、経済的ゆとり、子どもの性別、居住地域と同時に、保護者の大学進学に対する意味づけという意識によっても規定されていることが示された。特に、大学卒業を子どもが将来社会で生きていくために必要なものと捉える、従来の進学期待研究の想定に近い意識が与える効果よりも、子どもにとって大学で過ごす経験自体を重視する意識の方が保護者の進学期待の形成に強い影響を与えていたことは特徴的な結果であったと考える。また、保護者の進学期待は子どもの学業達成に対して強い効果を持っていることも示された。その中で、子どもの学業達成に影響を与えるとされてきた両親の学歴の直接効果は、子どもに対する進学期待を反映したものである可能性が示唆された。

ただし、本稿には幾つかの限界が指摘できる。変数の測定の精緻さはその一つであろう。例えば、本分析で用いた子どもの学校での成績や学校外の学習時間は保護者の申告によるものである。これらがどこまで子どもの実態に合致しているかは十分に注意を払う必要がある。今後は、保護者に対する調査と子ども本人に対する調査あるいは学力測定と組み合わせデータを集めるなどの工夫が求められる。また、保護者の進学期待と学習時間、子どもの学業達成の間の因果の方向は本分析で置いた以外の関係を考えることが可能である。例えば、学習に努力し、学校の成績が良いことは、子どもが将来成功する見込みを高め、高い費用をかけても大学へ進学させることの意義が大きいと保護者が考えることから、大学

進学を期待するようになることも想定できる。この点に関しては、縦断的なデータを用いて分析を行うなど、今後も検討を重ねていくことが重要であると考えられる。さらに、本分析では家庭学習時間を統制した後でも、保護者の進学期待が子どもの学業達成に大きな効果を持っていたが、保護者の進学期待は本分析で用いた変数以外の要因を媒介して子どもの学業達成を規定している可能性がある。今後の研究ではそのような要因を明らかにしていくことが求められるだろう。

### [謝辞]

本稿の分析に当たり、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「学校教育に対する保護者の意識調査, 2012」(ベネッセ教育総合研究所)の個票データの提供を受けました。

また、本稿の執筆に当たり、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主催「参加者公募型研究(二次分析研究会)」において、参加者の皆様および成果報告会コメンテーターの藤原翔先生から大変有益なコメントを頂きました。記して感謝申し上げます。

### [参考文献]

- Blau, Peter M. and Otis Duncan, Otis D., 1967, "The American Occupational Structure." New York: The Free Press.
- Brinton, Mary C. and Sunhwa Lee, 2001, "Women's Education and the Labor Market in Japan and South Korea," in Mary C. Brinton ed., *Women's Working Lives in East Asia*, Stanford: Stanford University Press, 125-50.
- Brown, Phillip, 1995, "Cultural Capital and Social Exclusion: Some Observations on Recent Trends in Education Employment, and the Labour Market." *Work, Employment and Society*, 9 (フィリップ・ブラウン. (訳) 2005, 「文化資本と社会的排除」A・H・ハルゼーほか編(住田ほか編訳)『教育社会学 第三のソリューション』九州大学出版会.)
- 濱嶋幸司, 2004, 「都市中学生の進学アスピレーションに関する計量分析: 調査データの3時点(1983年・1989年・1998年)比較から」『上智大学社会学論集』28: 69-86.
- 平沢和司, 2012, 「子どもの理想学歴と家庭環境」内閣府 子ども若者・子育て施策総合推進室『平成23年度 親と子の生活意識に関する調査報告書』.
- 藤原翔, 2009, 「現代高校生と母親の教育期待——相互依存モデルを用いた親子同時分析」『理論と方法』24(2): 283-299.
- 鹿又伸夫, 2013, 「出身階層と学歴格差: 階層論的説明の比較 Parental class and differential school education: a comparison of explanations by class theories」『慶応義塾大学大学院社会学研究科紀要』76: 1-28.
- 荻谷剛彦, 2000, 「学習時間の研究—努力の不平等とメリトクラシー」『教育社会学研究』66: 213-

229.

———, 2008, 『学力と階層』朝日新聞出版.

耳塚寛明, 2007, 「小学校学力格差に挑む—だれが学力を獲得するのか」『教育社会学研究』80: 23-39.

文部科学省, 2014, 『学校基本調査』.

森いづみ, 2014, 「中学生の進学期待の経年変化とその要因—TIMSS1999-2011 を用いた分析—」『応用社会学研究』56:v 141-153.

中澤渉, 2009, 「母親による進学期待の決定要因-マルチレベル分析による検討」『学校教育に対する保護者の意識調査 2008』報告書. 82-93.

野田鈴子, 2014, 「高校生の学校外学習時間の規定要因——家庭学習時間と塾等学習時間の差異に着目して——」『高校生の進路意識の形成とその母親の教育的態度との関連性』研究成果報告書. 139-148.

OECD, 2013, 図表で見る教育 2013 OECD Indicators カントリー・ノート: 日本.

———, 2014, 図表で見る教育 2014 OECD Indicators カントリー・ノート: 日本.

Sewell, W. H., A. O. Haller and G. W. Ohlendorf., 1970, “The Educational and Early Occupational Attainment Process: Replication and Revision,” *American Sociological Review* 35(6): 1014-27.

島直子, 2008, 「中学生の進学希望とその規定要因における性差 Gender Differences in Educational Aspiration—In the Case of Junior High School Students—」『Sophia Junior College Faculty Journal』28: 95-105.

卯月由佳, 2004, 「小中学生の努力と目標: 社会的選抜以前の親の影響力」本田由紀(編)『女性の就業と親子関係: 母親たちの階層戦略』勁草書房. 114-132.

全国大学生生活協同組合連合会, 2013, 『2013年度保護者に聞く新入生調査』.

---

文部科学省・共同利用共同研究拠点事業  
社会調査・データアーカイブ共同利用・共同研究拠点

2014年度参加者公募型二次分析研究会  
子どもの生活 保護者の教育意識  
研究成果報告書

---

2015年3月

編集 香川めい  
発行 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

---