

女性の就業と親子関係 - 母親たちの階層戦略 -  
親子関係編

石川周子 井上清美 上枝朱美 卯月由佳  
品田知美 西野淑美 平尾桂子 本田由紀

SSJDA - 29

July 2003

## ま え が き

本報告書は、東京大学社会科学研究所に設けられたグループ共同研究「二次分析研究会 2002 テーマ B」(2002 年 6 月から 2003 年 3 月まで)の成果をワーキングペーパーとして取りまとめたものである。

この研究会の趣旨は、「女性の就業と子育て—母親たちの階層戦略—」というテーマをめぐり、社会科学研究所日本社会研究情報センターSSJ データアーカイブに所蔵されている多様なデータに分析を加えることにあった。参加者総数は 20 名を超え、各人の問題関心に基づいた分析経過を報告しあう数度の研究会においては、活発な議論が展開された。最終的に 15 本の分析結果が集まり、本報告書にはそのうち主に女性の「親子関係」をめぐる論文 8 本が収められている。「就業」に焦点を当てた残る 7 本の論文は、別巻に取りまとめた。

このような充実した成果を本研究会があげることができた背景として、次の二つの要因が考えられる。その第一は、本研究会の共通テーマが、現代日本において女性の直面する複雑な状況を言い当てていることにあるだろう。日本の女性にとって、就業と家庭生活、特に育児とは、多くの場合両立困難な二つの課題として立ち現れている。就業に関しては、一方では男女共同参画社会がうたわれながら、長引く不況下で女性の職業的地位達成の機会は狭まりつつある。家事・育児に関しては、依然として女性の役割とみなされることが多く、その外部化の進行は遅滞としている。しかも経済的な閉塞状況と社会格差の拡大のもとで、これら就業と子育てという二つの課題をめぐる選択は、女性や家族にとって世帯や次世代の社会内での相対的地位と緊密に結びつかざるを得なくなっている。このように混沌とした女性の現代的状況について、多様な角度から解明を加えたいという問題関心を抱く研究者が厚い層として存在するようになったことが、本研究会への高い関心の背景となっている。

また第二には、こうした問題関心を研究成果として実現するために不可欠なものである調査データに対して、研究者の間で高いニーズが存在しているということが指摘できる。大量のサンプルから包括的な情報を収集した良質なデータは、各人が独自につくりあげようとするばきわめて大きなコストがかかることは言うまでもない。それゆえ SSJ データアーカイブのような公的な組織を通じてそのようなデータにアプローチできるようになったことは、実証分析を志す日本の社会科学研究者にとって、各自の研究を展開するチャンスが飛躍的に拡大したことを意味している。このような需要と機会の結合から生まれた果実のひとつが、二次分析研究会であり、本報告書である。

本報告書が、既存のデータを用いてもこれほど面白い分析ができるということを、読者に伝えることができれば幸いである。そしてそうした認識の広がりが、アーカイブ所蔵データのいっそうの増加・拡充と、それをを用いた高水準の二次分析研究の蓄積へとつながってゆくことを期待する。

2003 年 7 月

二次分析研究会 2002 テーマ B 事務局  
本 田 由 紀

< 研究会メンバー（報告書執筆者） >

Boyles, Corinne	帝塚山大学助教授
本田由紀	東京大学社会科学研究所助教授
平尾桂子	上智大学助教授
井上清美	お茶の水女子大学大学院博士課程
石川周子	お茶の水女子大学大学院博士課程
真鍋倫子	東京学芸大学専任講師
松田茂樹	ライフデザイン研究所副主任研究員
西野淑美	東京大学大学院博士課程
小倉祥子	日本女子大学大学院博士課程
柴田愛子	関西学院大学非常勤講師
四方理人	慶応大学大学院博士課程
品田知美	目白大学非常勤講師
白石小百合	日本経済研究センター研究員
相馬直子	東京大学大学院博士課程
上枝朱美	東京国際大学助教授
卯月由佳	東京大学大学院博士課程

# 女性の就業と親子関係 - 母親たちの階層戦略 -

## 親子関係編

### 目 次

第1章 学校外教育利用と母親の就労 - 進学塾通塾時間を中心に - . . . . .	1
	平尾桂子
第2章 小中学生の学習意欲と進路希望 - 親の学歴と態度・意識の効果 - . . . . .	25
	卯月由佳
第3章 父親の養育行動と子どもの精神的健康 . . . . .	38
	石川周子
第4章 こどもに家事をさせるということ - 母親ともう1つの教育的態度 - . . . . .	47
	品田知美
第5章 「非教育ママ」たちの所在 . . . . .	62
	本田由紀
第6章 母親の「自己犠牲」規範意識の趨勢と規定要因 . . . . .	80
	井上清美
第7章 子どもから見た老親との同別居：個人から見た「選択的別居」 . . . . .	93
	西野淑美
第8章 大学選択に与える家計属性の影響について . . . . .	108
	上枝朱美

# 第1章 学校外教育利用と母親の就労 - 進学塾通塾時間を中心に -

平尾 桂子

## 1. はじめに

学校週五日制の実施や総合的学習の導入、教科カリキュラムの大幅削減などを含む学校教育改革が実施され、子どもたちの学習行動における家庭環境の比重はますます重くなっている。と同時に、学校や学校外教育サービスを選択的に利用する「教育コーディネーター」としての親のあり方や(広田 1999a,1999b), <教育する家族> とその大衆化(神原 2001, 沢山 1990)が議論され、そして、これらと平行する形で教育機会における階層格差が改めて注目されている(広田 1999a, 1999b; 苅谷 1995, 2001, 2002; 「中央公論」編集部 2001, 「中央公論」編集部, 中井 2001)。

特に、学習塾をはじめとする学校外教育については、「過度な塾通いが子どもの健全な発達を阻害する」という議論が根強くある一方で、子どもの塾通いと学校の成績には無視できない正の相関があり(ベネッセ教育研究所 2002; 東京都生活文化局 1999), 学校外教育の利用には親の階層による格差があることも確認されている(浅川・盛岡 1994; 片岡 1998, 東京都生活文化局 1999)。学校外教育産業が日本の教育システムの不可欠な部分として機能するまでに発達しているということは、海外の研究でもしばしば指摘されてきたことである(Hood 2001; Schoppa 1991; Simmons 1990; Wray 1999; White 1987a, 1987b)。

「事業所・企業統計調査」では、1981年から「個人教授所」の一つとして学習塾を産業小分類の一カテゴリーとして集計し、1999年には全国で48,656の事業所が確認されており、学習塾の市場規模は、推定で1兆5千億円以上にも達する<sup>1</sup>。このことも、現実として学習塾をはじめとする学校外教育産業が我が国の教育制度においていかに大きな位置を占めているかということを端的に示しているといえるだろう。

親の階層が子どもの学校外教育の利用に関係し、学校外教育の利用が子どもの学校の成績や教育達成に関係しているとすれば、学校外教育産業はまさにフォーマルな学校教育とインフォーマルな家庭教育の間に位置するものとして、人的資本や文化資本の世代間移転や階層再生産の重要な結節点の一つとしてとらえることができる。

本稿では、こうした背景をふまえて、就学児童・生徒に対する家庭内教育投資と母親の就労の関連に注目する。子どもの学歴獲得に向けた家族の教育戦略に階層間の差異が存在するならば、母親の就業はその差異を緩和しうるのか。

本研究では、Bray(1999)に従い、学校外教育サービスの利用でも学業に関するもの、特

---

<sup>1</sup> 「子どもの学習費調査」(文部省 1998年)に報告された子どもの年齢層別一人あたり学習塾への家計の支出額と「国勢調査」(1995年)に集計された子どもの年齢コホート規模を用いて推計。もっとも、この推計値は公立学校のケースを用いており、現実よりも過小評価されている可能性がある。

に進学塾への通塾時間に注目する。

少子化に伴う 18 歳人口の減少を受けて、大学の生き残りを賭けた「冬の時代」が取りざたされ、「学歴神話の崩壊」が人口に膾炙されるようにはなっている。確かに大学入試制度の多様化に伴い、古典的な受験競争は一見消滅したかに見える。しかし、現実には、学歴獲得に向けた競争は、地域格差、階層格差、そして受験の低年齢化を伴いながら、親の意図的な計画と家庭における環境整備も含めた物心両面の教育投資の度合いに比例する部分が大きくなっている。

例えば、2001 年の東京大学学生生活実態調査によれば東京大学在学生の回答者の 942 名の内、49.2%は中・高一貫型の私立学校出身者であるが<sup>2</sup>、全国的には私立の中学に通う者は全中学生の内わずか 5.9%しかいない。このことは、東大をはじめとする、いわゆる「銘柄大学」への入学チャンスが、早い時期から受験を意識した学校選択や、子どもの教育環境整備にむけた親の準備、計画、教育投資—親の教育戦略—に大きく左右されるということを物語っている。

進学塾への通塾は、子どもの学歴獲得に向けた親の意図的かつ選択的な教育投資が最も先鋭的に現れると考える。それは、同じ「学習塾」でも、学校の勉強をサポートする「補習塾」に通う子どもと、受験を意識したカリキュラムを持つ「進学塾」に通う子どもでは、学習時間に大きな差が見られ、また、進学塾に通っている子どもとそうでない子どもでは、成績上位者の間においても学校での学習への意欲や授業から受ける感動の度合いに差があることが報告されているからである（ベネッセ教育研究所 1997, pp. 44-47）。このような理由から、本研究では、学校外教育利用の内でも特に進学塾へ通塾時間に注目し、その規定要因とそこにおける母親の就業との関連を検証することを分析の主眼とする<sup>3</sup>。

本稿ではまず、先行研究を概観した上で、本研究の分析枠組みおよび使用データの概要と分析方法を説明し、分析結果とそれに対する考察を述べていくことにする。

## 2. 先行研究

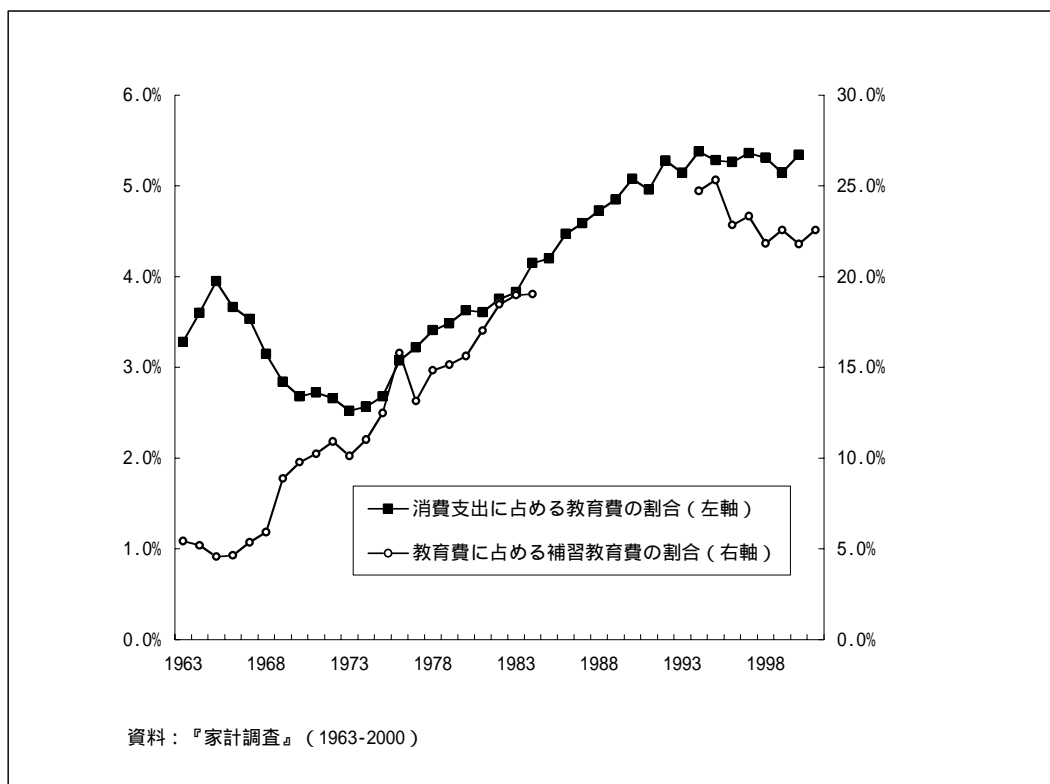
家計に占める教育費は、1990 年後半の経済不況と世帯収入の減少の中、「聖域ではなくなった」と言われるが（田中 1999）、長期的にみれば高度経済成長が終わる 1975 年以降、一貫して増加してきたといえる<sup>4</sup>。しかもその推移は、学習塾などに支払われる補習教育費の割合の増加とおおむね平行する形で推移してきた（図 1-1）。

<sup>2</sup> 東京大学広報委員会編『学内広報』No. 1252 (2002.12.12) p.15。

<sup>3</sup> 女子にとっては、特に幼い頃の情操教育投資（ピアノ・バイオリン）などが、文化弁別力を高めるとともに学校における成績と正の関連を示し、学歴を軸とした結婚市場を通じて収益を上げるという片岡（2002）の議論は無視できないものの、本研究で使用了たデータでは進学塾への通塾時間に男女間で有意な差は見られなかったため子どもの性差は扱わないものとする。

<sup>4</sup> 高度経済成長期には消費支出に占める教育費の割合は減少しているが、これは家計所得の増加に伴う消費支出（分母）の増加によるものである。（田中 1999）

図 1-1 勤労者世帯の家計に占める教育費割合（1963-2000）と、教育費に占める補習教育費の割合（1963-84，1994-2000）



1984年と1994年の全国消費実態調査の個票を分析した永瀬と長町(2002)によれば、1980年代から1990年代にかけて、都市部においては私立学校への在学比率の高まりと学校外教育の拡大により、また地方においては遊学仕送り金などの増大により、全般に家計の教育費負担が増大し、しかも教育関係支出の所得弾力性が高まったとされる。この傾向は、1990年代後半に通塾率が全体では若干低下しつつも、その低下傾向は特に豊かでない家庭において顕著であったという事実とも符合する(東京都生活文化局 1999)。すなわち、豊かな世帯ほど子どもの教育にお金をかける傾向が、家計の教育費シェアの推移にも、また通塾率の変化にも強く現れるようになっている。

こうした家計の教育費負担の増加傾向と階層間の格差の拡大傾向にあって、母親の就労はいかなる意味をもつのであろうか。

母親の就労に対する末子の年齢効果は、一定の年齢層を超えるとプラスに転じることが知られている。これは、子どもが小さいうちは育児サービスの代替性が低いため、親の時間をより必要とするが(就労を抑制する)、子どもが大きくなってからは教育その他に金銭的なコストがかかるようになり、サービスの代替性の向上とともに財の需要が母親の時間需要を上回り、母親の就労を逆に促進するためであるとされる(Oppenheimer 1982)。

就業率を年齢階層別プロットしたM字曲線に第二のピークを形成する中高年齢層におい

て女性の就業率が時系列的に上昇してきた背景として、子どもの教育費負担が母親の労働供給を促進してきたという説はしばしば指摘されてきた（例：大沢 1993 p.49）。就学児・生徒を持つ親にとって、教育費は住宅費に次いで家計を圧迫する要因の一つとして各種調査でも繰り返し挙げられ、こうした費用を賄うために妻が（主にパートで）就労するといわれている。

これを傍証するものとして、家計に占める教育費シェアは、妻がパートの世帯において大きく、その割合が時系列的にも増加してきていることが挙げられる（重川 1997）。また、平成 13 年度の家計調査では、勤労世帯中、共働き世帯は妻が無業の世帯に比べて教育関連支出額が消費支出額の差以上に高い傾向を示す（Hirao 2002）。これらの公表統計資料に基づく分析は、妻の就業形態の詳しい情報や就業歴などが不明であるため、家計の教育費補助のため妻が働きに出るのか、あるいは妻が働いている世帯が多くを子どもの教育費に支出するのかといった因果関係は分からない。しかし、いずれにせよ、妻の就業によってもたらされる収入が子どもの教育投資になんらかの関係があるのであれば、子どもの教育達成チャンスに対する階層格差を妻の就業が緩和しうる可能性がある。

この点に関して興味深いのが神原（2001）の提示する＜教育する家族＞のタイポロジーである。日本の親の子どもに対する関心の高さ—教育する家族モデル—は海外の文献でもしばしば指摘されてきた（Boocock 1991; Ellington 1992; Garfinkel 1983; Hirao 2001, Uno 1993; White 1987a, 1987b）。しかし、これらの研究はほとんどの場合、大都市郊外のホワイトカラー地域をフィールドとして行われてきたこともあり、母親役割の教育的機能は専業主婦のそれとして記述されるにとどまり、母親の就業との関連は看過されてきた。

これに対して神原は、夫の職業階層と妻の就業形態の組み合わせにより、理想としての「教育する意志」が多くの家族に共有されているにもかかわらず、実際の教育支援力、あるいは教育投資能力において「教育する家族」には様々なバリエーションが存在する可能性を指摘する。具体的には、神原は以下の4つの類型を提示している。

- （1）“典型的な”＜教育する家族＞：高学歴・高収入の夫と高学歴・専業主婦。
- （2）“脱近代型”＜教育する家族＞：夫婦とも高学歴・専門技術職フルタイムで就労。
- （3）“新・性別役割分業型”＜教育する家族＞：夫婦共に中学歴の中間層で、夫一人の収入で二人の子どもを大学まで進学させるのが難しいため妻がパート就労する
- （4）＜教育する意志はあるが（できない）＞家族：労働者層を中心とする低階層の家族で、夫婦共に生活のために働きながらも教育投資に限界がある。母子家庭の多くもこのカテゴリーに含まれる。

第一の類型にあたる“典型的”＜教育する家族＞は、専業主婦の持つ豊かな時間的資源と夫が家計にもたらす金銭的資源により、高いレベルの教育投資と教育支援が可能な家族である。第二の“脱近代的”＜教育する家族＞では、「夫婦不在時の家庭教育を外部委託したり、子どもにふさわしい教育機会と教育環境をコーディネートする能力が高い」（p.204）ため、時間的資源は乏しくとも、それをダブルインカムのもたらす高収入によって十分代替する



ことができる。第三の“新・性別役割分業型”＜教育する家族＞では、夫一人の収入では難しい子どもの教育達成を妻がパート就労することによって補うが、第二類型ほどの金銭的ゆとりはないため、男の子は大学、女の子は短大までというように、子どもには選択的に教育投資せざるをえない。第四の＜教育する意志はあるが（できない）＞家族においては、子どもの教育達成に対して十分な投資も支援もできないため、「子どもは学力不振に陥り、親も子供も進学競争から早々にクールダウンを余儀なくされ」る（p.205）。

もちろん、現実にはこの他にも様々なタイプが存在する可能性は否定できないし、上記のタイポロジーと現実の子どもの学力との関連については実証的な課題ともなるだろう。＜教育する家族＞のタイポロジーについては第5章（本田論文）で、より詳細な考察が行われているが、本研究の目的に即して注目に値するのが、第二のタイプである。すなわち、教育アスピレーションを一定とした場合、夫婦共に専門職フルタイムの“脱近代的”家族が、専業主婦の家族と少なくとも同程度の教育投資をしている可能性を示唆している点である。

従来母親の就労は子どもの福利と相反するものとしてとらえられてきた。例えば、「子どもが学校から帰ったときに家にいたい」等の理由により、既婚女性が“自発的”に就労抑制する姿は、「やりがいの得られる」職場が中高年女性にはほとんど用意されていない状況とも相まって、母役割の「質」を落とさないためであると解釈されてきた。しかし、神原の指摘するような“脱近代的”＜教育する家族＞が仮に存在しうるのであれば、「よい母親」という規範が「子どもの教育費を稼ぐために就労する母親」を含む幅広いものと解釈し直される可能性が出てくる。

この点について理論的に整理してみよう。子どもの養育に投入される親の「時間」と「財」の関係について、ベッカーは次のように述べている<sup>5</sup>。

子どもの「質」は親の時間と財の総投入量によって規定される。そして、子どもの養育に関する時間・財投入配分は親の機会費用に依存する。つまり、機会費用が高い親（市場賃金が高い親）は同じ結果を得るために時間投入を減少させ財投入を増やす（Becker 1965, 1981）。

子どもの養育に投入される時間を財によって代替するというのは、我が国の教育環境に即してみれば、学習塾をはじめとする学校外教育市場に外部化することに相当する。言葉を変えれば、家で子どもの勉強を見てやる代わりに家庭教師を雇ったり学習塾に通わせたりすることにあたるだろう。では、教育アスピレーションや夫の収入を一定と仮定した場合、フルタイムで働く母親は学校外教育サービスをより多く利用しているのだろうか。

塾通いを含めた子どもの生活実態については様々な調査・研究が行われてきたが、管見する限り子どもの通塾を母親の就労との関係で分析したものはみられない。そこで、実態を把握する第一段階として、まずは都道府県レベルでの通塾率と女性の労働供給の関係を

---

<sup>5</sup> ベッカーの議論では「親」(parents)はジェンダー中立的なものとして表現され、父親であれ、母親であれ、市場における機会費用の少ない方が家計内生産に従事するとされるが、ここでは暗黙のうちに市場における男女の賃金格差を所与としているため、母親が家事・育児労働に従事することが合理化される。



64 歳人口中，大学・大学院卒業者の割合が全国平均を上回るのは 47 都道府県中わずか 16 都道府県にとどまるからである．すなわち家計の子どもに対する教育需要には大きな地域的分布の偏りが存在するのである．同じように，時間を財で代替しうる私的教育市場の発達度合い（学習塾産業の存在）にも地理的分布の偏りが見られる（Hirao 2002）．

大学・大学院卒業者の割合が低い地域群では，パートタイム割合と小・中学生とも通塾率とは正の相関が見られるが，大学・大学院卒業者の割合が高いグループでは，通塾率とフルタイム率は負の相関が，専業主婦率とは正の相関が観測される．要約すると，都道府県別で見られる通塾率と女性の労働供給の間には，おおむね負の相関関係が観測され，その関係は特に教育需要が高いと推測される地域において強く見られるのである．

もちろん，都道府県別に集計された公表統計には数多くの暗数が存在する．女性の労働供給のデータ自体，婚姻関係や世帯構成を統制したものではないし，ましてや通塾率データで把握された子どもたちの母親の就労状況を表すものでもない．

このような，公表統計では把握しきれない限界に対して，本研究では個票データを用いて分析を試みる．

### 3．分析枠組み

#### (1) 使用データ

本研究で使用するデータは，連合総合生活開発研究所が 1995 年に実施した『小学生・中学生の生活に関するアンケート調査』（以後「子どもの生活時間調査」）によって収集されたものである．この調査は，北海道，東京，長野，静岡，富山，大阪，宮崎の 7 都道府県において，連合組合員およびその家族の小学 5-6 年および中学 2-3 年の母子各 800 組を対象に行われた．有効回収数は小学生母子で 422 件，中学生母子で 358 件<sup>8</sup>，有効回収率はそれぞれ 52.8%，と 44.8%である．調査方法，および主な記述統計については，連合総合開発研究所がまとめた『子どもの生活時間調査研究報告書』（1996）を参照されたい．なお，データの入手は，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の SSJ データ・アーカイブ（Social Science Japan Data Archive）を通じて行った．

このデータを選んだのは以下の四点の理由による．

第一に，バブル経済期の影響を排除するため，家計の占める教育費割合がある程度安定する 1990 年代後半以降に調査されていること．第二に，「女性（妻・母親）の就労状況関連変数」と「育児・教育行動／学歴・教育関連変数」の双方の情報をデータセットに含むこと．第三に，調査対象子の性別，学年，学校種，きょうだい間順位等の情報が特定可能なこと，そして最後に，有子かつ子どもが就学期というライフステージのサンプル数が多いことである．

---

<sup>8</sup> 連合総合開発研究所の報告書には，サンプル数を合計で 780 と記載されているが，実際のデータは学年不詳のケース 4 件を含む 784 ケースから成っている．本研究ではこれらすべてを含めた計 784 件を分析の対象とする．

分析方法を述べる前に、このデータの特徴について簡単に触れておきたい。

それは、調査方法が地方連合組織を通じて行われているため、対象者が連合（日本労働組合総連合会）に加入している組合員に限定されていることである。調査方法に起因すると思われるデータの偏りは、特に父親の勤務先企業規模と母親の就労状況にみられる。**エラー！参照元が見つかりません。**は本データの父親の勤務先規模の分布をまとめたものである。「子どもの生活時間調査」データでは従業員が1000人以上の企業に勤める者が、有効回答のうち65%を占め、大企業の従業員に大きく偏っていることがうかがえる<sup>9</sup>。比較のため、平成14年度の「労働力調査」に集計された40-44歳の男性の勤務先の企業規模の分布を併記しておいたが、就学児童・生徒の親である可能性の高いこの年齢層の男性のうち、従業員1000人以上の企業に勤める者は21.2%に過ぎず、約4割の者が従業員数100人未満の企業に勤めている。

表 1-2 父親の勤務先規模 「労働力調査」との比較

「子どもの生活時間調査」 父親の勤務先規模		「労働力調査」平成14年度 40～44歳 男性 非農林業雇用者・企業規模	
99人以下	10.1%	99人以下	40.3%
100人～299人	8.3%	100～499人	17.2%
300人～999人	16.4%	500～999人	6.8%
1,000人～2,999人	13.7%	1000人以上	21.2%
3,000人～4,999人	6.3%	官公	13.8%
5,000人～9,999人	16.2%	不詳	0.6%
10,000人以上	29.0%	合計	100%
合計	100%		

母親の就労状況は、同じく「労働力調査」で集計された35-44歳の有配偶女性と比較して、労働力率が高いことが特徴的である。特に、「子どもの生活時間調査」では正規従業員が42.6%<sup>10</sup>、「労働力調査」では37.7%）パート従業員は30.6%（同13.9%）であるのに対し、専業主婦は18.6%（同38.5%）である（表1-3）。しかし、本データでは正規従業員中、約100名が「専門・技術職」に就いていることから、フルタイム就労者内の職種の差異——具体的には「専門職・技術職フルタイム」と「その他のフルタイム」の相違——を検討できるという点をこのデータの利点としてとらえることもできる。

<sup>9</sup> 父親の勤務先の規模の項目は、システム欠損値が約3割含まれる。そのうちの約30%は勤務先の業種が公務・公営であることからシステム欠損値になっていることが理解できるが、約35%が民間の製造業、16%が民間の非製造業となっている。調査票の設計上、これらが「無回答」とは別にシステム欠損値になる理由が見あたらない。

<sup>10</sup> 居住地を首都圏に限定すれば、フルタイム率は18.75%、第8回東京子ども基本調査（東京都生活文化局1999）に報告された15.2%と近似する。

表 1-3 母親の就労状況 「労働力調査」との比較

「子どもの生活時間調査」 母親の就労状況		「労働力調査」 H14年平均 35-44歳の有配偶女性・非農林業	
正規従業員	42.6%	常雇用者	37.7%
パート	30.6%	臨時雇い・日雇い	13.9%
内職・家業	7.8%	内職・家族従業	4.5%
専業主婦	18.6%	非労働力人口	38.5%

子どもの通塾率については、そもそも地域差が大きいため他の調査との比較は難しい。ベネッセ教育研究所が行った「第二回学習基本調査」(1997)と比較すると、「子どもの生活時間調査」では首都圏の、小学生の進学塾通塾率は16.2%、補習塾の通塾率は27%であるのに対し、「第二回学習基本調査」では、東京23区の小学生の進学塾通塾率は25.6%、補習塾の通塾率は16%とほぼ逆転している。もっとも比較の地域区分の範囲が異なるため、この違いがデータの特性によるものかは不明である<sup>11</sup>。

「子どもの生活時間調査」で収集されたデータの問題点は、世帯収入および夫・妻の収入の情報が欠如していることである。そのため、家計の階層を代替するものとして夫の学歴を用いることにする<sup>12</sup>。

## (2) 被説明変数

被説明変数は、子どもが進学塾で過ごした一週間の通塾時間(分)を用いる。調査当時は学校隔週週五日制が実施されており、「休みの土曜日」と「休みでない土曜日」の生活時間が調査されているが、2002年度から学校完全週五日制に移行したこともあり、本研究には土曜日は「休みの土曜日」のデータを使用した。

## (3) 分析方法

子どもが進学塾で過ごした一週間の通塾時間は、ゼロを起点とし最高2,385分までの長いテールを持つ凹カーブを描く。このような分布を持つ変数に対して単純な線形回帰を用いると、誤差項が正規分布しないことと予測値が負の値をとれないことが問題となる。そこで、本研究ではトービット・モデルを用いた要因分析を試みる。

トービット・モデル(Tobit Model=Tobin's Probit)(Tobin 1958)は、分析対象とする従属変数がある条件を満たした場合のみに観測することができるケースに用いられる推定モデルである。ここでは、学校外教育利用の判断を(1)「利用するか否か」(二値選択モデル)

<sup>11</sup> 「第二回学習基本調査」では中学生の通塾率に関して地域区分の報告がなされていない。

<sup>12</sup> 他にも父親の勤務先企業規模や職種を代替変数として使用することを検討したが、これらの変数は欠損値が多かったため使用しなかった。別に行った分析でこれらの変数を学歴に代えて投入してみたが、結果としては大きな差は見られなかった。

と(2)「利用するならどれだけの時間利用するか」(線形回帰モデル)という二段階の意志決定として概念化する逐次決定トービット・モデル(タイプII)を用いる。推定式は

$$y_{1i}^* = x'_{1i}\beta_1 + u_{1i}$$

$$y_{2i}^* = x'_{2i}\beta_2 + u_{2i}$$

$$y_{2i} = \begin{cases} y_{2i}^* & y_{1i}^* > 0 \\ 0 & y_{1i}^* = 0 \end{cases}, i = 1, 2, \dots, n$$

で与えられる。

(1)の判断は上記第一式に対応し、 $y_{1i}^*$ が正の値の場合に「利用する」、ゼロの場合に「利用しない」という二値選択のプロビット最尤推定法(Probit Maximum Likelihood Method)によって求める。(2)の判断は第二式に対応し、ここで最適の利用時間が決定される。しかし、(1)の判断と(2)の判断は独立ではなく、より強く学校外教育を利用しようとする家庭の方がより長い時間を利用すると考えられる。(すなわち、誤差項、 $u_{1i}$ と $u_{2i}$ は独立ではない)。従って第二式は観測される値のみを使って最小二乗法により推定するのではなく、

$$y_{2i} = x'_{2i}\beta_2 + \sigma_{12}\lambda(x'_{1i}\beta_1) + \varepsilon_i$$

$$E(\varepsilon_i | y_{2i} > 0) = 0$$

となる。

$\lambda(x'_{1i}\beta_1)$ は hazard ratio, すなわち正の値をとる単調減少関数である。前述のように、利用する傾向が強いほど利用時間も長くなると考えられるため、 $\sigma_{12} > 0$ となり、 $y_{2i}$ の条件付き期待値は $x'_{2i}\beta_2$ より大きくなる。要約すると、第一式のプロビットにより求めた推定値 $\hat{\beta}_1$ を第二式に代入してパラメータを求めるのが、タイプIIトービット・モデルの特徴である(詳細については Amamiya 1985; Long 1997; Maddala 1983 を参照されたい。)

#### (4) 説明変数

説明変数として以下を用いる。

A-1: 子ども数

A-2: 学年(小5, 小6, 中2, 中2)

A-3: 居住地

首都圏・京阪神

100万以上の都市

10万~100万の都市

無回答

10万未満の都市(基準群)

B-1: 中学受験(するつもり・した/しない・しなかった)

B-2: 教育アスピレーション(大学まで, 短大まで, 高校まで(基準群))

C-1：父学歴（大卒以上，短大・高専，高卒以下（基準群））

C-2：母親の就労状況

専門職・技術職フルタイム

専門職・技術職以外のフルタイム（以下，それ以外のフルタイム）

パートタイム

内職・家業

専業主婦（基準群）

## （5）分析モデル

上記説明変数の A 群は，親の嗜好や階層とは無関係の外生要因とし，これらを統制したものをベースラインモデルとして設定する．B 群は，親の子どもに対する教育アスピレーションや教育戦略に関する変数，C 群は階層関連変数である．ベースラインモデル（Model I）に対して，B 群，C 群を個別に投入したものを Model II, Model III とし，すべてを投入したものを Model IV として推定する．

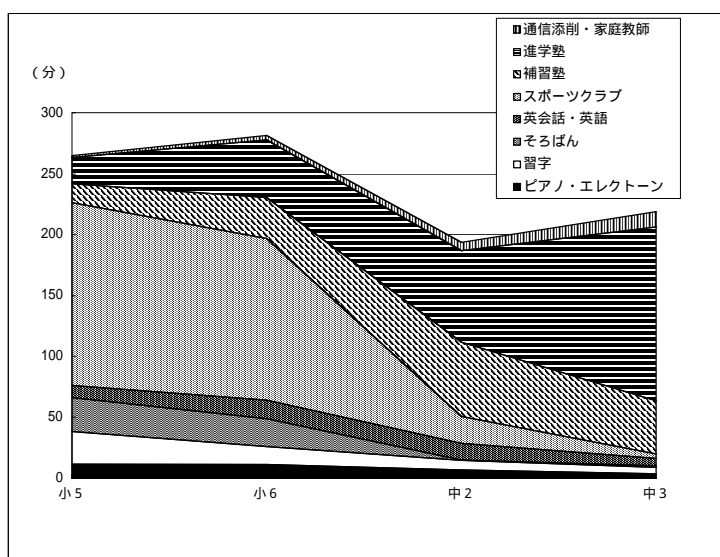
## 4．分析結果

### （1）記述統計

ここではまず，全体的な学校外教育利用の動向と，主要な変数による進学塾通塾時間の分散分析の結果を概観したい．

図 1-2 は，各種学校外教育活動の平均時間を学年別に面グラフに描いたものである．これは個々の子どもの活動時間を表すものではなく，本調査が対象とした子ども全体を一つのグループとして見た場合の各活動時間の学年別推移を表しているものであることに注意されたい．

図 1-1 学校外教育活動の平均活動時間・学年推移



この図から分かるように学年が上がるに従い、「おけいこ事」から「塾通い」へと移行する、いわゆる「塾シフト」が見られる。参考までに、(市場化された) 学校外教育活動全体の平均所要時間と、学校内で行われる「課外活動」の平均所要時間を、同じく面グラフに描いたものが図 1-3 である。中 2 の時点で学校外教育活動に費やす平均総時間量が他の学年に比べて少なくなっているのは、課外活動、特に運動系のクラブ活動が多く時間を必要としているためと考えられる。

図 1-2 課外活動と学校外教育 学年別平均活動時間

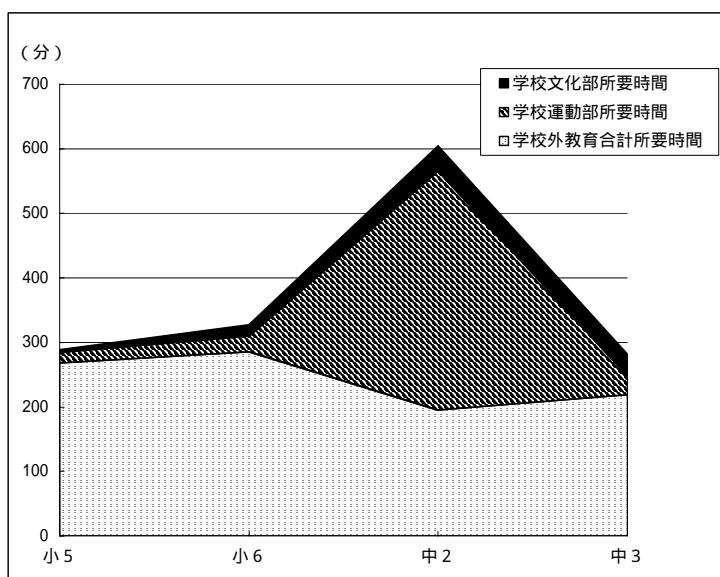


表 1-4 学校外活動・活動別相関関係

	ピアノ・エレクトーン	習字	そろばん	英会話 英語	スポーツ クラブ	補習塾	進学塾	家庭教師	通信添削
ピアノ・エレクトーン	1	0.13 ***	0.02	0.11 **	-0.03	-0.04	0.01	-0.04	0.00
習字		1	0.05	0.02	0.02	-0.03	-0.07	-0.03	0.02
そろばん			1	-0.02	0.03	-0.07	-0.09 **	0.04	0.01
英会話・英語				1	-0.02	-0.06	-0.04	0.09 *	-0.01
スポーツクラブ					1	-0.02	-0.11 **	-0.01	0.01
補習塾						1	-0.13 ***	-0.04	0.05
進学塾							1	-0.04	-0.04
家庭教師								1	0.10 **
通信添削									1

\* p<0.5 \*\* p<0.01 \*\*\* p<0.001



表 1-4 は、個々の子どもが費やす各種学校外教育活動間の相関関係をまとめたものである。

活動時間の相関で有意な関係が見られるのは、(1)「ピアノ・エレクトーン」と「習字」、  
「英会話・英語」、(2)「通信添削」と「家庭教師」、および(3)「家庭教師」と「英会話・  
英語」に正の関係が、そして、(4)「進学塾」と「そろばん」、「スポーツクラブ」、「補習塾」  
の活動時間には負の関係が見られる。

どのようなプロフィールを持つ家庭がいかなる学校外教育サービスをどのような組み合わせ  
でどれだけ利用するのかという問題も、それ自体で興味深いですが、本論のテーマに即し  
てここで注目したいのは、進学塾の通塾時間と他の活動時間には有意に達しなかったもの  
も含めておおむね負の関係があることである。言葉を換えれば、進学塾に子どもを通わせ  
れば他の活動はある程度犠牲にならざるを得ないということが示唆される。また、進学塾  
と補習塾の通塾時間が有意で負の関係にあることは、進学塾自体が都市部に多いという地  
域的な差を反映しているとも考えられるが、都市部においても同じような傾向が見られた  
ことから進学塾と補習塾の選択は二者択一の関係にあると見られる。

#### (7) 主要な変数による進学塾通塾時間の分散分析の結果

表 1-5 は主な変数による進学塾通塾時間の分散分析をまとめたものである。F 検定で有意  
差が出なかった部分については空欄にしてある。

小学生、中学生双方の進学塾通塾時間に強い影響力を持つのは、親の教育アスピレーシ  
ョンと居住地域である。進学塾通塾時間の全体的平均が 65.5 分であるのに対し、子どもに  
大学進学を願う親の子供は 92.5 分と長くなっている。この傾向は特に中学段階で強く見ら  
れ、大学進学を望む親の子どもの平均通塾時間は 145.2 分となっている。居住地は、同じ大  
都市（人口 100 万以上）でも、首都圏・京阪神地域では、進学塾への通塾時間が長い。特  
に小学生では全体の平均が 33.6 分に対し、首都圏・京阪神地域では 97.5 分と約 3 倍に達す  
る。

小学生の進学塾通いに特に強い影響が見られるのは、中学受験の予定と子ども専用の部  
屋の有無である。この二つの要因は、教育環境への親の配慮と階層差（私立中学の学費を  
払えるだけの収入）を反映していると思われる。特に中学受験に関しては、普通に学校で  
学ぶ以上の知識が要求されることから、受験準備は学校外教育サービスに負うところが多  
く、中学受験をしない子どもの通塾時間が平均 13.9 分に対し、中学受験をする子どもの通  
塾時間は 282.8 分となっている。その一方で、中学になれば、(過去の) 中学受験の経験は  
通塾時間に有意の差をもたらしていない。子どもの学校別で平均通塾時間を比較すると、  
最も長いのが国立の中学に通う子どもの 180 分、次いで、公立中学の 106 分となっている。  
大学付属の私立中学に通う子どもは進学塾に通わない反面、中高一貫教育の私立中学に通  
う子どもは公立の子どもと同程度の時間を通塾に費やしている。このグループに関しては  
ケース数が 3 件とごくわずかではあるため、一般化には注意を要するが、少なくとも「中

高一貫校に進ませれば（公立に比べて）高い学費を払う代わりに塾に投資しなくてすむ」という一般の認識とは整合的でない点は注目に値する。別の分析で、進学塾通塾時間の公立（含国立）・私立の差を検定したが、小・中学生ともに有意の差に達しなかった。これは、小学校 6 年生の時点で選抜を経験した私立中学生でも、その学校が大学の付属か、あるいは、大学で外部受験を前提とする中高一貫校かでも塾通いの必要性が異なるためと思われる。

中学生の進学塾通いに強い影響を見せるのは、子どもの数と学年である。中学生の平均の通塾時間が 104.2 分に対し、一人っ子は 207.7 分と約 2 倍、子どもの数が 3 人以上になると 88.9 分と大きな差を見せている。また、中 2 と中 3 では、高校受験を控えた中学 3 年生は 2 年生に比べて約 2 倍の通塾時間を経験している。

全体では有意差が見られないが、小・中学生の通塾時間でそれぞれ異なる影響を及ぼしているのが母親の就労形態である。小学生では、通塾時間の上位 2 位は、専業主婦の子ども（85.2 分）、専門職・技術職フルタイムの母親の子ども（45 分）となっているが、中学生では、パートタイム就労の母親の子ども（164.8 分）、専業主婦の子ども（134.2 分）となっている。つまり、小学生では専業主婦の子どもが平均して最も多くの時間を進学塾で過ごし、それに次ぐのが専門職・技術職フルタイムの母親の子どもである。一方中学生の進学塾通塾時間の順序は、パート、専業主婦、内職・家業、非専門職フルタイム、専門職フルタイムの順になっている。

階層（親の最終学歴・職種）に関する変数は一部を除いて有意な差は観測されなかった。かろうじて有意の差が生じたのは、小学生の平均通塾時間に対する父親の最終学歴の影響である。しかし、他の調査で知見されるような「高学歴の親が子どもに教育投資する」といういわば階層の再生産型のそれではなく、最も長い平均通塾時間を見せたのが、高卒・高専卒の父親の子ども（10.5.9 分、全体平均 33.63 分）であり、いわゆる「階層上昇型」の投資傾向をもっていると思われる。

表 1-1 主要な変数による分散分析の結果

子供の人数	全体				小学生				中学生			
	度数	平均値	標準偏差	F	度数	平均値	標準偏差	F	度数	平均値	標準偏差	F
1人	46	140.4	386.2						26	207.7	484.6	
2人	407	70.1	172.4						187	101.6	185.1	
3人以上	327	50.1	145.9	5.2					144	88.9	175.1	3.3
合計	780	65.9	182.9	**					357	104.2	218.2	**
学年	度数	平均値	標準偏差	F	度数	平均値	標準偏差	F	度数	平均値	標準偏差	F
小5	223	21.4	101.0									
小6	199	47.3	171.4									
中2	207	75.3	161.7						207	75.3	161.7	
中3	151	143.0	272.8	15.0					151	143.0	272.8	8.6
合計	780	65.9	182.9	***					358	103.9	217.9	***
教育アスピレーション	度数	平均値	標準偏差	F	度数	平均値	標準偏差	F	度数	平均値	標準偏差	F
大学	458	92.5	222.4		248	49.0	172.6		208	145.2	261.8	
短大まで	213	27.7	86.8		114	11.0	48.9		98	47.3	113.8	
高校まで	113	27.7	97.9	12.4	60	12.9	79.9	3.7	52	45.2	114.4	9.3
合計	784	65.5	182.5	***	422	33.6	139.1	*	358	103.9	217.9	***
母親の就労形態	度数	平均値	標準偏差	F	度数	平均値	標準偏差	F	度数	平均値	標準偏差	F
専門職・技術職フルタイム					56	<b>45.0</b>	156.7		44	52.7	149.8	
その他フルタイム					111	9.9	47.1		122	57.0	117.6	
パート					120	14.5	72.6		118	<b>164.8</b>	289.3	
内職・家業					39	16.5	75.8		22	73.6	140.9	
専業主婦					94	<b>85.2</b>	239.0	5.0	51	<b>134.2</b>	253.4	4.9
合計					420	33.4	139.3	**	357	104.2	218.2	***
子供専用の部屋	度数	平均値	標準偏差	F	度数	平均値	標準偏差	F	度数	平均値	標準偏差	F
個室あり	450	83.3	212.8		186	53.2	180.9					
個室なし	334	41.6	127.4	10.1	236	18.2	91.5	6.7				
合計	784	65.5	182.5	**	422	33.6	139.1	*				

表 1-5 続き

子どもの学校	全体				小学生				中学生			
	度数	平均値	標準偏差	F	度数	平均値	標準偏差	F	度数	平均値	標準偏差	F
公立小学校	394	34.4	140.6									
私立小学校	12	0.0	0.0									
国立小学校	6	0.0	0.0									
公立中学校	338	106.3	223.6									
中高一貫教育の私立中学校	3	100.0	173.2									
大学付属の私立中学校	3	0.0	0.0									
それ以外の私立中学校	13	61.2	123.2									
国立の中学校	2	180.0	254.6	4.2								
無回答	13	32.3	79.8	***								
合計	784	65.5	182.5									
<b>中学受験</b>	度数	平均値	標準偏差	F	度数	平均値	標準偏差	F	度数	平均値	標準偏差	F
中学受験する・した	47	200.1	333.8		31	282.7	379.5					
中学受験しない・しなかった	737	56.9	165.0	28.1	391	13.9	67.1	143.6				
合計	784	65.5	182.5	***	422	33.6	139.1	***				
<b>居住地</b>	度数	平均値	標準偏差	F	度数	平均値	標準偏差	F	度数	平均値	標準偏差	F
首都圏・京阪神	178	127.3	280.4		105	97.5	236.2		73	170.1	331.0	
100万以上の都市	32	65.0	161.2		22	20.5	73.7		10	163.0	247.6	
10万以上100万未満の都市	208	54.4	145.3		115	13.9	92.7		92	105.7	180.4	
無回答	56	28.1	81.4		31	3.9	21.6		24	60.6	115.4	
10万未満の都市	310	44.3	135.8	7.1	149	11.9	67.1	7.9	159	75.2	172.8	2.9
合計	784	65.5	182.5	***	422	33.6	139.1	***	358	103.9	217.9	*
<b>父親の最終学歴</b>	度数	平均値	標準偏差	F	度数	平均値	標準偏差	F	度数	平均値	標準偏差	F
大卒以上					118	57.4	182.8					
短大・高専					17	105.9	301.9					
高校以下					287	19.6	94.8	5.6				
合計					422	33.6	139.1	**				

## (8) トービット・モデルによる要因分析の結果

エラー! 参照元が見つかりません。は、トービット・モデルによる、進学塾通塾時間の推定結果である。

ベースラインモデル (Model I) から、進学塾通塾時間はきょうだいの数が少ないほど長く、また、学年が上がるほど、そして首都圏・京阪神に居住している子どもほど通塾時間は長いことが分かる。さらに子ども数と学年の効果は、モデル間を通じてほぼ安定している。

ベースラインに加えて、中学受験と教育アスピレーションを投入したのが、Model II である。両者とも進学塾の通塾時間を促進する方向にはたらいており、これらの変数を投入することによって、首都圏・京阪神ダミーの係数が若干低下することから、この地域の子ども達の進学塾通塾時間が長いのは、市場としての塾産業が都市部に集積していることと共に、そうしたサービスの需要を喚起する中学受験のチャンス、そして、教育アスピレーションの高い親が多く居住しているためということが推測される。

ベースラインに加えて、中学受験と教育アスピレーションを投入したのが、Model II である。両者とも進学塾の通塾時間を促進する方向にはたらいており、これらの変数を投入することによって、首都圏・京阪神ダミーの係数が若干低下することから、この地域の子ども達の進学塾通塾時間が長いのは、市場としての塾産業が都市部に集積していることと共に、そうしたサービスの需要を喚起する中学受験のチャンス、そして、教育アスピレーションの高い親が多く居住しているためということが推測される。

ベースラインモデルに対して父親の学歴、母親就労状況を投入したのが、Model III である。父親の学歴は有意の影響を示さない反面、母親の労働供給は、進学塾通塾時間に対して抑制効果を示している。特に専業主婦 (基準群) の母親を持つ子供に較べて母親がフルタイムで働く子ども達の通塾時間は短く、しかも、その傾向は専門職・技術職フルタイムの方が係数の上でも検定精度の上でも強い抑制効果を示している。

Model III に対して、中学受験、教育アスピレーション変数を統制したものが Model IV である。これらを統制してもなお、母親が専門職・技術職フルタイムであることは、専業主婦に較べてマイナスの効果を示す。Model IV で、首都圏・京阪神の係数が約 72 ポイント低下しているのは、母親が専門職・技術職フルタイムであることの抑制効果が特に首都圏・京阪神地域で強いことを表していると思われる。

その反面、最終モデルで投入し直した中学受験、教育アスピレーションの二つの変数群の推定係数は、Model II に較べて若干上昇する。別に行った分析では、中学受験の予定・経験の有無のオッズ比に対して母親の就労形態で有意の差を示したのは、パートタイムのみであり、しかもマイナスの効果を示していた。言い換えると、専業主婦の子どもが中学受験を経験する確率に較べて、パートタイムの母親の子どもは中学受験を経験する確率が低いという他は、就労形態による有意の差がみられなかったということである。また、同

じく別に行った分析では、母親の就労形態は教育アスピレーションに対して有意の差を示  
 表 2 トービット・モデルによる進学塾所用時間（分/週）推定結果

		n=784			
		Model I	Model II	Model III	Model IV
		Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
子ども数		-118.43 *	-107.63 *	-120.74 *	-111.73 *
学年		179.82 ***	184.26 ***	183.94 ***	188.09 ***
居住地					
	首都圏・京阪神	439.33 ***	346.05 ***	366.02 ***	293.93 ***
	100万以上の都市	245.47	201.11	160.46	149.19
	10万～100万の都市	83.09	23.70	34.43	-21.44
	無回答	5.92	31.42	1.03	26.84
中学受験			438.54 ***		451.21 ***
教育アスピレーション					
	大学まで		275.86 *		306.41 **
	短大まで		24.06		54.22
父学歴					
	大卒以上			140.24	68.31
	短大・高専			65.61	-72.94
母親の就労状況					
	専門職フルタイム			-366.26 **	-360.89 **
	非専門職フルタイム			-213.70 *	-184.06
	パートタイム			-31.73	7.02
	内職・家業			-239.80	-163.77
Log Likelihood		-1,232	-1,215	-1,215	-1,197
Prob.		***	***	***	***

していないが、その一方で父親の学歴は教育アスピレーションと正の関係にあった。このことから、Model IVに見られる中学受験と教育アスピレーションの係数がModel IIに較べて上昇しているのは、母親の就労が前者に、父親の学歴が後者に対して、これらを統制しない場合に、見かけ上中学受験と教育アスピレーションの効果を抑制するはたらき（suppressing effect）を持っていることが推測される。

いずれにせよ、母親の労働供給、特に専門職フルタイムでの就労は、子どもの進学塾通塾時間を抑制する方向に働いており、この効果は、中学受験と教育アスピレーションを統制しても安定している。

## 5. 結論と考察

本研究では、連合総合生活開発研究所が1995年に実施した『小学生・中学生の生活に関するアンケート調査』を用いて、学校外教育利用の内でも特に進学塾へ通塾時間に注目し、その規定要因とそこにおける母親の就業との関連をトービット・モデルによる分析を展開した。その結果得られた知見を要約すると、進学塾通塾時間は、きょうだい数が少ないほど、また学年が上がるほど、そして首都圏・京阪神に居住している子どもほど長い。さら

に中学受験，親の教育アスピレーションの高さも通塾時間を促進する．これらに加えて父親の学歴を統制した上で，フルタイム就労の母，特に専門職フルタイムの母親の子どもは，専業主婦の母親に較べて通塾時間が短い．この傾向は都道府県別の通塾率のデータで確認した結果とも整合する．

結論としては，神原（2001）の指摘した「脱近代的」＜教育する家族＞の存在は，本研究で使用したデータからは確認されなかった．言葉を換えれば，他の変数を一定と仮定した場合，進学塾サービスを最も多く利用しているのは，専業主婦であり，機会費用が高いはずの専門職フルタイムの母親は予想に反してそのようなサービスを利用しない傾向にあるといえる．

その背景にはいくつかの理由が推測される．

第一に，当該データで「専門・技術職」とコードされた職種が，神原の想定した「専門職」と同一ではない可能性が考えられる．データの制約上，専門・技術職とコードされた職業の詳細内容は不明であるが，母親の職業（5分類）と彼女たちの学歴をクロスさせたものが表 1-3 である．この表から分かるように，専門・技術職フルタイムのカテゴリーに含まれる 100 人の内，四年制大学卒業以上の学歴を持つものはわずか 30%で，残りは短大，高専卒が 30%，高卒が 40%となっている．こうした学歴プロファイルを見る限り，彼女たちの職業は厳密な意味での専門・技術職ではなく，『国際標準職業分類』で「準専門職」と分類される職業が含まれている可能性は非常に高い．神原が指摘するような，夫婦共に高学歴で専門職に就いている“脱近代的”な＜教育する家族＞が暗黙のうちに想定しているのは，大都市に住む医師や弁護士といった限られた人々ではないだろうか．そして，そのような家族の教育投資の実態は，その希少性故に本研究で使用したデータには反映されていないという可能性が考えられる．こうした限られた人々の教育戦略については，数量的な分析よりもインタビュー調査など質的データによる検証が必要であろう．

表 1-3 母親の就労形態と最終学歴

	大卒以上	短大・高専	高校以下	合計
専門職フルタイム	30 30%	30 30%	40 40%	100 100%
その他フルタイム	5 2%	24 10%	205 88%	234 100%
パート	8 3%	41 17%	191 80%	240 100%
内職・家業	7 11%	7 11%	47 77%	61 100%
専業主婦	15 10%	35 24%	96 66%	146 100%
合計	65 8%	137 18%	579 74%	781 100%

p<0.001

第二に、学校外教育サービスへの投資タイミングの違いが反映されたという可能性も否定できない。一元分散分析の結果で、小学生についてのみ進学塾の通塾時間は、専業主婦の子どもに次いで、専門職フルタイムの母親の子どもが長かったことを思い起こしていただきたい。また、小学生で中学受験を希望する母親は、専業主婦（15.4%）に次いで専門職フルタイムの母親（9.43%）であった。仮に、高校や大学への受験競争を避けるために、中高一貫の私立中学、あるいは大学付属の私立中学、あるいはより極端な場合、小学校から大学まで一環教育を行う私立小学校を目指して子どもが小学生（幼稚園）のうちに積極的に教育投資をするグループが存在するとすれば、全体として通塾時間数が増加する中学後半で、このグループの影響は相対的に過小評価される可能性がある。本研究では分析にあたって学年を統制していたが、時系列の分析ではないため、教育投資タイミングの違いによりセンサリングが起こっていたという可能性は排除しえない。

第三に考えられるのは、そもそも、日本の学校外教育サービスが、ベッカーの理論が想定するように親の時間を代替する機能を果たしているのかという疑問である。確かに、単純な財と時間の投入比率という観点から見れば、学校外教育サービスを購入することによって親（母親）がその間の時間を市場労働に振り向けるということは理論上可能である（学校外教育サービスを学童保育代わりに利用する等）。しかし、現実には、時間は日常生活の上で単なる「量」として存在するのみならず、連続配列として機能している。例えば、子どもを夜間に開講している塾に通わせるとなると、早めの夕食を取らせるなり弁当を持参させるなりという配慮が必要になる。この場合問題となるのは、時間の「総量」ではなく、親子の生活時間と学習塾のスケジュールとをすりあわせた上での「タイミング」である。フルタイムで働く母親が一端家に帰りそうした手配ができるかどうか。

実際、ある大手塾の塾長が『有名中学受験 合格させる母親のひみつ』という書物の中で母親役割の教育的機能について次のように述べている。

中学受験を成功させるためには、親の管理技術、マネジメント能力が大きく問われるというのは事実です。（中略）

一般的には信頼の置ける塾の指導員と連絡を取りながら、その子供にいちばん合った効率のよい学習計画をたて、計画通りに学習が運んでいるかどうかをチェックし、子供の生活管理をしていくというのが受験期の「親の役割」ということになります。

こうした「親の役割」をきちんとこなしていくのは、じつはどちらお親ごさんにとってもかなり努力のいることです。子供のために使える時間がある程度はなくてはなりません、返されたテスト問題の整理、塾に行く日のお弁当づくりなど手間もかかります。両親とも忙しいご家庭と、時間に余裕のあるお母さまのご家庭とでは、どうしても後者の方が中学受験では有利にはたらくのは、それだけ親の関与する部分が大きいことをあらわしているのでしょう。（内山 2002, p.64）（下線、平尾）



ここで強調されているのは、進学塾で提供されるサービスは、親（母親）の時間を単に代替するものではなく、それどころかこうしたサービスを十二分に享受するためには親（母親）の、より一層のコミットメントが必要だということである。学校外教育との関わりを内包する子どもの教育戦略における「親の役割」は、単に「教育コーディネーター」あるいは、「手配師」であるのみならず、塾の指導者との緊密な協働のもとに、「テスト問題の整理」や「塾に行く日のお弁当づくり」といった細々としたサポートを舞台裏でこなす「黒子」の役割も担っているものであり、そうした労力への（学校外教育産業からの）要請は、それに費やす母親の時間価値を相対的に高める効果をもつだろう。ここで浮かび上がってくる「教育する親」は「手配師」としての役割はもちろんのこと、手配したサービスをまた裏支えすることを期待されての「教育する親」であることに留意したい。もちろん、高校受験の準備を前提とした中学生の塾通いにおいては、母親の関与の度合いも、またその必要性も異なってくることは注意する必要がある。

最後に、当該データで把握されたフルタイム就労の母親は、もちろん詳しい職歴などは不明であるものの、M字型就労が未だに一般的である現状と、中高年期における再就職先のほとんどがパート就労であることから鑑みるに、継続就労をしてきた者が多いことが推測される。従って、あくまでこれは推測の範囲を出るものではないが、彼女たちの就業決定は子どもの有無とは独立になされていると考えることができよう。そうした場合、最初からフルタイム就労を希望し、そして、それを遂行した女性が母親となった時、どのような教育観を持つのであろうか。この点に関しては本研究の守備範囲を越えるものではあるが、データから得られる情報の範囲内で検討した限りにおいては、母親の就労形態による子ども教育観にはさほど大きな差異はみられなかった<sup>13</sup>。もちろん本研究で利用したデータには家計収入に関する情報が欠如しているため、母親の就労と教育観の関連についての考察には限界がある。また本データで収集された教育観関連の項目も二者択一にとどまっており情報の損失も多い。厳密には、就労決定と子どもの教育観との関係の検証は、地域移動の情報も含めて、パネルデータによる検証が必要となるだろう。

継続してフルタイム就労をつづける母親が若いコホートで増加しているかについては、議論が分かれており（大沢，鈴木 2000；永瀬 1999）、初婚年齢と未婚率の上昇との兼ね合いも含めて、女性労働研究の分野における重要な研究課題となっている。しかし、仮に将来、結婚・出産を乗り越えてフルタイム就労を続ける女性が増えたとすれば、学校外教育サービスの利用も含めて、子どもの学歴達成に向けた教育戦略と母親の就労との関連はど

---

<sup>13</sup>小・中学生全体では、専業主婦の母親が中学受験を希望する傾向が強い他、「学習塾に行く」と遊ぶ時間がなくてかわいそう」というステートメントに対して、同意するのは、専門職・技術職フルタイムの母親と専業主婦が圧倒的に多く、(74.2%，74.6%：平均65.5%)，その逆に「かわいそうでない」とするものは、「その他のフルタイムの母親」(42.2%：平均34.5%)であった。小学生の母親のみを注目すれば、教育アスピレーションが高い(大学進学を希望)のは、専業主婦が最も多いが、中学では右首か差は見られない。

のようなものになるのであろうか。今後の研究課題としてこうした点を検証するためには、生活時間変数と共に収入などの家計情報を盛り込んだより精密なデータが必要であることを、最後に指摘しておきたい。

#### <謝辞>

本研究を行うにあたり、浜島幸司さん（上智大学大学院生）にデータの整理と基礎集計のお手伝いをしていただいた。記して謝意を表したい。

#### <参考文献>

- Amemiya, T. (1985) *Advanced Econometrics*. Cambridge: Harvard University Press.
- Becker, Gary S. (1965) "A Theory of the Allocation of Time." *The Economic Journal* 75:49C-517.
- (1981) *A Treatise on the Family*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Boocock, Sarane Spence. (1991) "The Japanese Preschool System." pp. 97-126 in *Windows on Japanese Education*, edited by Edward R. Beauchamp. New York: Greenwood Press.
- Bray, Mark. (1999) *The Shadow Education System: Private Tutoring and Its Implications for Planners*. Paris: United Nations Educational, Scientific and Cultural Organization.
- Brown, Phillip. (1990) "The 'Third Wave': Education and the Ideology of Parentocracy." *British Journal of Sociology of Education* 11, pp.65-85.
- Ellington, Lucien. (1992) *Education in the Japanese Life-Cycle*. Lewiston, NY: E. Mellen Press.
- Garfinkel, Perry. (1983) "The Best 'Jewish Mother' in the World." *Psychology Today* 17, pp.56-60.
- Hirao, Keiko. (2001) "Mothers as the Best Teachers: Japanese Motherhood and Early Childhood Education." Pp. 180-203 in *Women's Working Lives in East Asia*, edited by Mary C. Brinton. Stanford: Stanford University Press.
- (2002) "Privatized Education Market and Maternal Employment in Japan." Paper presented at the *Workshop on Political Economy of Childcare and Maternal*, Sponsored by Council on East Asian Studies at Yale University, and also at the *Annual Meetings of American sociological Association*, 2002, Chicago
- Hood, Christopher (2001) *Japanese Education Reform*, Routledge.
- Long, J. Scott. (1997) *Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables*. Thousand Oaks, Calif.: Sage Publications.
- Maddala, G.S.(1983) *Limited-dependent and qualitative variables in econometrics*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Maddala, G.S. (1983) *Limited-dependent and qualitative variables in econometrics*.
- Oppenheimer, Valerie K. (1982) *Work and the Family: A Study in Social Demography*. New York:

- Academic Press.
- Persson, Inga, and Christina Jonung (Eds.). (1997) *Economics of the Family and Family Politics*. New York: Routledge.
- Schoppa, Leonard J (1991) *Education Reform in Japan: A Case of Immobilist Politics*, Routledge.
- Simmons, Cyril (1990) *Growing Up and Going to School in Japan: Tradition and Trends*, Open University Press.
- Tobin, J. (1958) "Estimation of Relationships for Limited Dependent Variables." *Econometrica* 26, pp.24-36.
- Uno, Kathleen S. (1993) "The Death of 'Good Wife, Wise Mother'?" in *Postwar Japan as History*, edited by Andrew Gordon. Berkeley: University of California Press.
- White, Merry. (1987a) *The Japanese Educational Challenge: A Commitment to Children*, Free Press.
- (1987b) "The virtue of Japanese mothers: Cultural definitions of women's lives." *Daedalus* 116, pp.149-163 .
- Wray, Harry (1999) *Japanese and American Education: Attitudes and Practices*, Bergin & Garvey.
- 浅川達人, 森岡清志 (1994) 「都市社会構造と学校歴獲得競争」『総合都市研究』第 52 巻, pp.15-26 .
- ベネッセ教育研究所. (1997) 『第 2 回学習基本調査報告書 小学生版』東京: ベネッセコーポレーション .
- ベネッセ教育研究所 (2002) 『第 3 回学習基本調査報告書 小学生版』ベネッセコーポレーション .
- 「中央公論」編集部, 中井浩一編 (2001) 『論争・学力崩壊』中央公論新社 .
- 「中央公論」編集部編 (2001) 『論争・中流崩壊』中央公論新社 .
- 広田照幸 (1999a) 「家族と学校の関係史--葛藤論的視点から」渡辺秀樹編 『変容する家族と子ども—家族は子どもにとっての資源か—』教育出版, pp.24-44 .
- (1999b) 『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 .
- 苅谷剛彦 (1995) 『大衆教育社会のゆくえ: 学歴主義と平等神話の戦後史』中公新書 .
- (2001) 『階層化日本と教育危機--不平等再生産から意欲格差社 kk 会 (インセンティブ・ディバイト) へ』有信堂高文社 .
- (2002), 『教育改革の幻想』ちくま新書 .
- 神原文子 (2001) 「<教育する家族>の家族問題」『家族社会学研究』第 12 巻 2 号:197-207 .
- 片岡栄美 (1998) 「教育達成におけるメリトクラシーの構造と家族の教育戦略: 文化投資効果と学校外教育投資効果の変容」盛山和夫・今田幸子編 『1995 年 SSM 調査シリーズ 10 教育と世代間移動』 pp.1-16 .
- (2002) 「階層研究における「文化」の位置-- 階層再生産と文化的再生産のジェンダー構造--」『年報社会学論集』第 15 巻, pp.30-43 .

- 文部省 (1994)『学習塾等に関する実態調査報告書』文部省 .  
(1998)『子どもの学習費調査』文部省 .
- 永瀬伸子 (1999)「少子化の要因：就業環境か価値観の変化か—既婚者の就業形態選択と  
出産時期の選択—」『人口問題研究』第 55 巻，第 2 号， pp.1-18 .
- 永瀬伸子，長町理恵子 (2002)「教育コストの変化と家計構造」『社会科学研究』第 53  
巻，第 5 号 pp.179-193 .
- 大沢 真知子 (1993)『経済変化と女子労働：日米の比較研究』日本経済評論社 .
- 大沢真知子，鈴木春子 2000，「女性の結婚・出産および人的資本の形成に関するパネルデ  
ータ分析—出産退職は若い世代で本当に増えているのか—」『家計経済研究』第 48  
巻，pp.45-53 .
- 連合総合生活開発研究所 (1996)『子どもの生活時間調査研究報告書』連合総合生活開  
発研究所 .
- 重川純子 (1997)「妻の就業形態別--勤務形態・職種別--家計構造比較」季刊家計経済研  
究 35， pp.24-36 .
- 沢山美果子 (1990)「教育家族の成立」第一巻編集委員会編『＜教育＞誕生と終焉』藤  
原書店，pp.108-131 .
- 東京都生活文化局 (1999)『大都市における児童・生徒の生活・価値観に関する調査報  
告書』東京都生活文化局 .内山博仁. 2002. 有名中学受験 合格させる母親のひみつ. 東  
京: エスジーエヌ.
- 田中敬文 (1999)「「聖域」の消滅—減少する家計教育費」『季刊家計経済研究』第 44，  
pp.27-34 .
- 内山博仁 (2002)『有名中学受験 合格させる母親のひみつ』エスジーエヌ .

## 第2章 小中学生の学習意欲と進路希望 - 親の学歴と態度・意識の効果 -

卯月 由佳

### 1. 問題の所在と本稿の目的

本稿の目的は、小中学生の学習意欲、進路希望と出身階層との関連について明らかにし、高校入学以前の子どもの関する教育を通じた階層化の一端を考察すると同時に、それを把握するための分析枠組みを提示することである。

臨時教育審議会以降の「ゆとり教育」政策は、学校教育を「スリム化」させ、子どもの主体性を重視するといった点について、教育を通じた階層化をもたらすであろうという強い懸念が広がっている。学校教育の正統性に対する認識の低下、社会全体の高学歴化を背景とした学歴効用の全体的な低下によって、教育の利用において行動面、意識面の双方で階層間の差異が生じていることが明らかにされている（本田（沖津）1998、中村 2000）。また「ゆとり教育」政策がこのような社会の変化に追い討ちをかけるであろうと予測される。この教育改革の影響下での学習意欲と進路希望に関して、教育社会学の研究において検討されてきた。高校生を対象とした調査データからは、学習意欲の全体的な低下と階層間格差の拡大が確認されている（樋田他 2000、苅谷 2001）。その知見によれば、学習意欲には高校ランクを媒介しない出身階層の直接効果が見られる。これに対して荒牧（2002）は、進路希望については出身階層の直接効果が見られるが、学習意欲に対する出身階層の影響は、現時点では高校ランクを媒介した間接的なものであるという<sup>1</sup>。いずれにせよ、学力ランクだけでなく教育内容においても多様化する高校段階では、学習意欲と進路希望において出身階層による分化が生じることは予想できる。そこで、それほど多様化していない小中学校段階でも、学習意欲や進路希望に出身階層の直接効果が見られるのかどうかということが、教育における階層化を把握するための重要な問題となる。これを本稿の主な解明課題とする。

さらに、小中学校段階で既に階層化が生じているならば、その要因として親の教育的態度や意識の影響が見られるのかどうかということも確認する。それは次の問いに答えるためである。子どもの教育における出身階層の効果というのは、親の子どもへの直接的な働きかけや価値観の伝達を媒介しているのか、それともそうした行動や意識に還元されないまま、親の学歴が子どもの学習意欲や進路希望と関連をもつということなのか。本稿では、出身階層の効果が以上のどちらに起因するものなのかを検討する。

---

<sup>1</sup> 苅谷（2001）も、高校ランクの効果を考慮に入れて分析を行っているが、結果の解釈において、1979年には現れなかった母学歴の直接効果が1997年には現れていることを強調している。だが、同書 p.156の表に示される標準化偏回帰係数の値を見る限り、1997年においても高校ランクを媒介する間接効果が大きいことが読み取れる。直接効果と間接効果のどちらが大きいかということは、今後の実証研究によってさらに検討される必要がある。

## 2. 研究方法

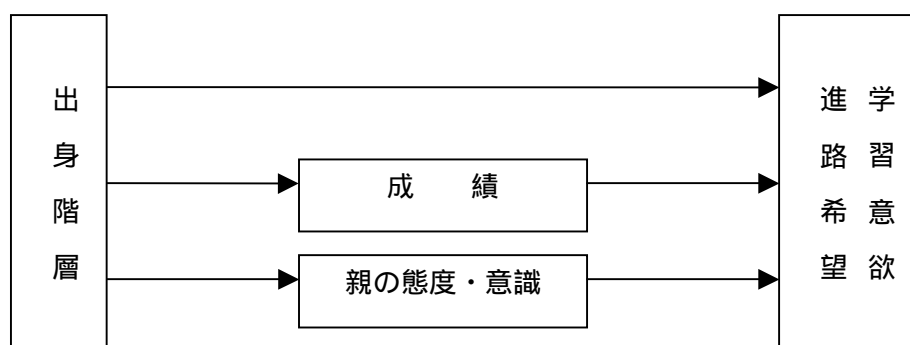
### (1) 分析枠組みと仮説

以上の問題について分析枠組みを示すと図 2-1 のようになる。この枠組みは、次のような仮説から成り立っている。

まず、そもそも小中学校段階で教育における階層化が見られるのかどうかを明らかにする。具体的には「仮説 1：出身階層が高いほど学習意欲と進路希望が高い」といえるのかどうかを検討する。次に、仮説 1 が支持されるならばそれが階層による直接効果であるのか、すなわち「仮説 2：同じ成績でも出身階層が高いほど学習意欲と進路希望が高い」のかどうかを検討する。成績は学習意欲の結果であるとも考えられ、実際のところ両者は相互に影響し合い、明確な因果関係は設定できないであろう。ただし、ここでは成績を、子どもに与えられた子ども自身に関する情報であると解釈し、これが行動や意識を決定しているものと想定する。最後に、出身階層の効果が、親の教育的態度や意識を媒介しているのかどうかを確認する。教育における階層化という命題はマクロな現象把握であるが、このマクロな現象が生じるためには、家庭の内部で親から子どもへの働きかけや価値観の伝達が存在すると考えられる。そこで、親の態度や意識の効果について明らかにする。ただし、次節で詳述するように、用いるデータの性質と制約により、本稿の分析対象は母親の態度と意識である<sup>2</sup>。よって、「仮説 3：母親が子どもの学習に積極的に関わるほど学習意欲が高い」のかどうか、「仮説 4：母親の子どもへの進路希望が高いほど子どもの進路希望が高い」のかどうかを検討する。

なお、小中学校段階といっても、小学生と中学生では学習や進路の意味づけが異なる予想でき、同じ中学生でも受験を目前にしている中学 3 年生は他学年と異なる可能性が考えられる。そこで、学年別に把握することにする。

図 2-1 分析枠組



<sup>2</sup> 学歴達成にしる、それ以外の多様な側面にしる、子どもの教育において母親の働きかけが影響をもつことは既に注目されている(本田 2000 など)。本稿の分析は、そうした関心にも応えるものになるであろう。

## (2) データの概要

使用するデータは、1995年9月に(財)連合総合生活開発研究所が実施した「小学生・中学生の生活に関するアンケート調査」である。東京大学社会科学研究所日本社会研究情報センター(SSJ データアーカイブ)を通じて入手した。この調査は、子どもの生活時間調査、子どものアンケート調査、子どもの母親のアンケート調査の3つからなり、本稿はからを全て用いる。対象学年は、小学5,6年生と中学2,3年生である。の生活時間調査は、学校が休みの土曜日<sup>3</sup>、翌日の日曜日、学校のある平日(基本的に水曜日)の3日が対象となっている。調査地域は、北海道、東京、長野、静岡、富山、大阪、宮崎の7都道府県で、対象者は連合組合員とその家族である。小学生、中学生の親子に各800件ずつ配布したところ、有効票は小学生親子422件(52.8%)、中学生親子(44.8%)である。

調査対象者が連合組合員である都合上、父親の勤務先企業の規模は、民間企業の場合(サンプル全体の59.5%)、100人以上の割合が87.3%と高い。日本全体ではその割合が28.6%(2001年)であることと比較すると、サンプルには父親の勤務先が安定しているケースが非常に多い。また職種別では、農林漁業を含む自営業が存在しない。総じて、この調査データのサンプルには、日本社会全体の傾向よりも、父親が安定した職業達成をした家庭(「生活安定層」とする)が多く含まれている。結果の解釈にあたって、この点には注意する必要がある。と同時に、より多様な家庭が含まれる先行研究の調査と比較して、「生活安定層」内部に生じる差異を把握することができるという特徴をもつ。

## (3) 変数の設定

従属変数と独立変数の設定の具体的な方法は、表2-1にまとめた通りである。

まず、従属変数は学習意欲と進路希望である。学習意欲は、学校外学習時間、自主的な学習態度、学習への興味の3指標によって捉え、進路希望は大学進学希望の有無によって捉える。学校外学習時間は、苅谷(2001)と荒牧(2002)の測定法に合わせ、「努力」や「学習意欲」の量的な指標として用いる。本調査では15分単位の生活時間調査を行っているので、先行研究よりも正確に学校外学習時間を算出している。また、学校のある平日だけでなく、学校が休みの土曜日と日曜日の学習時間も把握できる。土曜日と日曜日の学習時間は、その平均を休日の学習時間として分析に用いる。ただし、私立小中学校のなかには五日制が導入されず、土曜日が休みになっていない学校もある。そのため、調査対象の子どもの通う学校が私立であり、しかも土曜日に学校に行き授業を受けていることが生活時間調査から把握できるケースは、休日の学習時間の分析から除外する。表2-2に示すように、土曜日と日曜日の平均的な学習時間の差は各学年で約1~9分である。どちらの日も学校が休みであるという性質を共有することを考慮に入れ、土日を統合することに問題はないと判断した。

<sup>3</sup> 1995年当時、隔週学校五日制が導入されており、調査対象となっているのは学校が休みの第二土曜日である。

表2-1 変数の作成

	概念	変数名	質問項目	調査票
従属変数	学習意欲	学校外学習時間	「勉強」 <sup>註1</sup> +「ながら勉強」+ 「塾」+「家庭教師」	
		自主的学習態度	「勉強しなさいといわれなくても自分で計画をたて勉強する」 はい [1], いいえ [1]	
		学習への興味	「あなたは学校の勉強がおもしろいですか」 とてもおもしろい [5]~ぜんぜんおもしろくない [1]	
	進路希望	大学進学希望	大学に進みたい [1], それ以外 [0]	
独立変数	父親/母親学歴	父親/母親高等教育卒ダミー	専門学校・高専・短大卒・大学卒以上 [1], 中卒・高卒 [0]	
	性別	男子ダミー	男子 [1], 女子 [0]	
	高校受験 <sup>註2</sup>	高校受験ダミー	子どもが通う中学校が公立, 国立, 次に分類される以外の私立の場合 [1], 中高一貫, 大学付属の私立の場合 [0]	
	成績	成績	上のほう [5]~下のほう [1]の回答から, 学年別に標準得点を算出し, <sup>3</sup> を加算	
	母親の態度	教育的態度	「子どもがよい成績をとるように, 親としてもいろいろ手立てをこうしている」 [1], 「子どもの成績について, 親として特に手をうつようなことはしていない」 [0]	
	母親の意識	大学進学希望 (母親)	大学に進ませたい [1], それ以外 [0]	

註1) 「登校」と「下校」の間に「勉強」の時間が含まれている場合, それを「授業」に分類し直し, 学校外学習時間から除外した。

註2) 中学生の場合にこの変数を分析に使用する。

自主的な学習態度と学習への興味は, 学習意欲の質的な側面を表す。荒牧はこの側面を内発的学習態度とみなし, 現在の教育政策の目標にも合致すると指摘する。本調査データからも, 内発的学習態度にあてはまると考えられる変数を選んだ。すなわち, 自主的学習態度を表す変数として「勉強しなさいといわれなくても自分で計画をたて勉強する」かどうかの回答を, 学習への興味を表す変数として「学校の勉強がおもしろい」かどうかの回答を用いることにする。また, 進路希望は大学進学を希望するかどうかを指標とする。

次に, 独立変数である出身階層の指標として, 父親と母親の学歴を用いる。既述したように本調査データのサンプルは多くが「生活安定層」であるため, 似たような生活水準を達成している場合にも, 親の教育経験の程度によって子どもの学習意欲や進路希望に差が生じるのかどうかを確認するという意義が見出せる。本調査では, 親の学歴について, 中



卒，高卒，専門学校卒，高専卒，短大卒，大卒以上と細かく質問しているが，学年別に分析する際に 1 つのカテゴリーのサンプル数が極端に少なくならないようにするため，親の学歴を高等教育卒と高卒・中卒の 2 カテゴリーで把握することにする．有効サンプルにおいて短大，高専，専門学校を含む高等教育卒の比率は，父親 35.3%，母親 36.8%である<sup>4</sup>．成績は，5 段階で回答を得ているが，1 と 2 の割合が少ないこと，学年によって分散が異なることから，学年別に標準得点を算出した．標準得点に，5 段階評価の理論上の平均値である 3 を加算した値を成績の指標として用いる．この調査から把握できる親の態度・意識は，より厳密には母親の態度・意識である<sup>5</sup>．母親の教育的態度は，子どもの学習への積極的な関わりを表す変数として，「子どもがよい成績をとるように手立てをこうじている」かどうかの回答を用いる<sup>6</sup>．母親の意識は子どもに対する進路希望で捉え，これも子どもの場合と同じように大学進学希望の有無を指標とする．

分析に入る前に，父母の学歴と他の独立変数との関連を確認するため，表 2-3 を示す．父親の学歴は，子どもの成績，母親の子どもへの進路希望，教育的態度の全ての変数との間に関連が見られる．母親の学歴は，成績と子どもへの進路希望との関連が見られるが，教育的態度との関連は見られない．

表2-2 各曜日の学校外学習時間（分）

	小5			小6			中2			中3		
	平均値	S.D.	n	平均値	S.D.	n	平均値	S.D.	n	平均値	S.D.	n
水曜日	59.58	52.61	213	76.76	73.22	188	85.82	66.69	190	128.54	89.12	144
土曜日	42.15	63.98	216	55.28	87.65	194	88.03	98.81	190	136.05	127.13	143
日曜日	50.14	61.42	216	63.93	99.50	191	89.21	109.50	191	145.07	126.49	143

表2-3 父母学歴と他の独立変数との関連

		男子ダミー	高校受験ダミー	成績	教育的態度%	大学進学希望(母親)%
父学歴	高等教育卒	52.3	95.6	3.35	42.0	75.0
	高卒・中卒	50.7	99.1	3.10	33.9	52.8
	合計	51.3	97.9	3.18	36.8	60.6
		p=.687	p=.034	p=.000	p=.027	p=.000
母学歴	高等教育卒	51.9	95.8	3.33	38.0	72.0
	高卒・中卒	50.8	99.1	3.09	34.6	53.7
	合計	51.2	97.9	3.18	35.9	60.4
		p=.773	p=.044	p=.000	p=.368	p=.000

註1) 成績は標準得点の平均、それ以外は、「1」と回答された比率。無回答を除く。

註2) 高校受験ダミーについては、中学生のみを分母とした比率を示している。

註3) 成績については分散分析の、それ以外は $\chi^2$ 検定の結果を示している。

<sup>4</sup> サンプル全体のうち無回答は，父親の学歴 4.0%，母親の学歴 7.0%である．全ての従属変数と独立変数について，無回答は分析から除外している．

<sup>5</sup> 調査票の記入者は母親とは限らず，父親やその他の者が回答している場合もある（母親 722，父親 57，その他 1，無回答 4）．しかし，本調査の目的は母親について把握することであり，母親以外が回答したケースについても，母親を代弁しているか，その家庭において象徴的な意味での「母親」の役割を担っている者が回答していると理解し，全てを有効サンプルとする．

<sup>6</sup> この質問項目の長所と短所については本報告書第 5 章（本田論文）で詳細に述べられているので，参照されたい．

### 3. 検証

#### (1) 仮説1

まず、学校外学習時間と親の学歴との関連について検討する。表2-4、表2-5を見ると、父親・母親が高等教育卒である場合のほうが高卒・中卒である場合よりも、平日の学校外学習時間は長いという傾向が見出せるが、一元配置の分散分析によれば有意な差とはいえない。表2-6、表2-7から、休日の学習時間においても、小5から中2までは概ね父親・母親の学歴による有意な差は見られない。しかし注目に値するのは、中3になると休日の学習時間は、父親・母親の学歴による明確な差が生じていることである。父親が高等教育卒と高卒・中卒との間には約54分の差が、母親が高等教育卒と高卒・中卒との間には約39分の差が生じている。以上から、学校外学習時間は、小5から中2までは親の学歴による有意な差があるとはいえないが、高校受験の直前である中3では、学校のない土日に親の学歴によって大きな差が生じることが明らかとなった。

次に、学習意欲の質的側面である自主的学習態度と学習への興味について検討する。表2-8、表2-9は、自主的に勉強すると回答した子どもの比率をそれぞれ父親・母親の学歴別、学年別に示している。そこからは、全体的に親の学歴による自主的学習態度の差はほとんど見られない。 $\chi^2$ 検定(親学歴と自主的学習態度の学年別クロス)の結果はいずれの学

表2-4 平日の学校外学習時間(分)・父学歴別

	小5			小6			中2			中3		
	平均値	S.D.	n	平均値	S.D.	n	平均値	S.D.	n	平均値	S.D.	n
高等教育卒	65.49	59.65	82	78.69	87.34	65	89.35	63.19	69	141.00	87.45	40
高卒・中卒	55.48	47.44	126	74.61	65.14	116	80.61	67.39	115	125.05	90.92	95
合計	59.42	52.69	208	76.08	73.67	181	83.89	65.81	184	129.78	89.88	135

表2-5 平日の学校外学習時間(分)・母学歴別

	小5			小6			中2			中3		
	平均値	S.D.	n	平均値	S.D.	n	平均値	S.D.	n	平均値	S.D.	n
高等教育卒	66.85	62.26	81	77.62	83.45	63	91.07	70.56	70	127.16	83.33	44
高卒・中卒	53.92	46.36	111	75.66	69.68	113	78.64	61.84	107	127.58	93.12	93
合計	59.38	53.87	192	76.36	74.67	176	83.56	65.51	177	127.45	89.78	137

表2-6 休日の学習時間(分)・父学歴別

	小5			小6			中2			中3*		
	平均値	S.D.	n	平均値	S.D.	n	平均値	S.D.	n	平均値	S.D.	n
高等教育卒	52.68	68.89	83	58.69	101.06	63	91.25	88.28	66	181.35	131.97	39
高卒・中卒	42.07	39.30	128	61.75	75.60	120	84.26	83.12	115	127.58	102.55	93
合計	46.24	53.05	211	60.70	84.96	183	86.81	84.86	181	143.47	114.21	132

表2-7 休日の学習時間(分)・母学歴別

	小5			小6			中2			中3+		
	平均値	S.D.	n	平均値	S.D.	n	平均値	S.D.	n	平均値	S.D.	n
高等教育卒	47.65	63.83	82	50.48	60.95	63	87.13	84.54	68	162.73	130.97	43
高卒・中卒	43.67	45.21	113	59.35	82.96	115	77.03	71.99	107	124.12	98.50	91
合計	45.35	53.71	195	56.21	75.84	178	80.96	77.03	175	136.51	110.95	134

註) 表2-4から表2-7について、一元配置の分散分析の結果を、\* $p<.05$ , + $p<.10$ で示す。

年でも有意ではなかった。ただし、中 3 では他学年よりも、親が高等教育卒か高卒・中卒かで自主的態度にやや差があると読み取れる。学習時間と同様、高校受験を目前にすると学習意欲に親の学歴による差が生じる可能性が示唆される。また、学習への興味については表 2-10、表 2-11 に父親・母親の学歴別、学年別に表示している。表中の数値は、とてもおもしろいと思う場合を 5 とする 5 段尺度による回答の平均点であり、平均点が高いほど学習への興味が高いことを示す。一元配置の分散分析の結果、いずれも有意ではない上、一貫した傾向もとくに見出せない。本調査データからは、学習への興味は親の学歴との関連がないといえる。

最後に進路希望について、大学進学を希望する子どもの比率を表 2-12、表 2-13 に示している。全体として父親・母親が高等教育卒であるほうが大学進学を希望する比率が高い。とくに小 6、中 2 では  $\chi^2$  検定（親学歴と大学進学希望の学年別クロス）の結果、1%または 5%水準で有意であった。ただし、有意ではなくても小 5 では父親の学歴との関連が、中 3 では父親と母親の両方の学歴との関連を読み取ることもできる。いずれにせよ、中 3 では中 2 以前よりも大学進学希望における親の学歴の効果が弱まることは、原因は定かではないが注目に値する。

表2-8 自主的に勉強すると回答した比率・父学歴別

	小5		小6		中2		中3	
	%	n	%	n	%	n	%	n
高等教育卒	36.1	30	38.2	26	34.7	26	50.0	20
高卒・中卒	38.5	52	39.8	49	35.2	43	36.6	37
合計	37.6	82	39.3	75	35.0	69	40.4	57

表2-9 自主的に勉強すると回答した比率・母学歴別

	小5		小6		中2		中3	
	%	n	%	n	%	n	%	n
高等教育卒	41.0	34	36.4	24	36.0	27	51.2	22
高卒・中卒	36.1	43	39.7	48	35.9	42	34.0	34
合計	38.1	77	38.5	72	35.9	69	39.2	56

表2-10 学習への興味・父学歴別

	小5		小6		中2		中3	
	平均値	n	平均値	n	平均値	n	平均値	n
高等教育卒	3.51	83	3.38	68	2.96	75	3.15	40
高卒・中卒	3.47	135	3.31	123	3.20	122	2.86	101
合計	3.48	218	3.34	191	3.11	197	2.94	141

表2-11 学習への興味・母学歴別

	小5		小6		中2		中3	
	平均値	n	平均値	n	平均値	n	平均値	n
高等教育卒	3.53	83	3.41	66	2.89	75	3.05	43
高卒・中卒	3.40	119	3.26	121	3.23	117	2.86	100
合計	3.46	202	3.32	187	3.10	192	2.92	143

表2-12 子どもの大学進学希望率・父学歴別

	小5		小6**		中2**		中3	
	%	n	%	n	%	n	%	n
高等教育卒	58.8	47	62.7	42	72.2	52	70.0	28
高卒・中卒	47.3	61	42.4	50	47.0	55	56.4	57
合計	51.7	108	49.7	92	56.6	107	60.3	85

註)  $\chi^2$  検定の結果、\*\* $p<.01$

表2-13 子どもの大学進学希望率・母学歴別

	小5		小6**		中2*		中3	
	%	n	%	n	%	n	%	n
高等教育卒	53.7	44	63.1	41	68.1	49	63.6	28
高卒・中卒	52.2	59	38.8	45	49.6	56	52.5	52
合計	52.8	103	47.5	86	56.8	105	55.9	80

註)  $\chi^2$  検定の結果、\*\* $p<.01$ , \* $p<.05$

得られた結果をまとめると、学校外学習時間については中3の土日において親の学歴の効果がみとめられる。内発的学習態度は、概ね親の学歴との関連をもたない。よって以下では、学習意欲の指標として学校外学習時間のみを検討する。また進路希望については、小6以降で親の学歴の効果が強まるが、受験学年である中3になるとややその効果が弱くなることが明らかになった。

## (2) 仮説2

つづいて、仮説1が検証された中3の休日の学習時間と、小6から中3の進路希望について、成績をコントロールした上でも親の学歴の効果がみられるのかどうかを確かめよう。まず、休日の学習時間について検討するために重回帰分析(表2-14)を行う。父親・母親の学歴の他に、男子ダミー、高校受験ダミー<sup>7</sup>、成績を独立変数として投入する。すると、学習時間に対する母親の学歴の独立な効果はなくなり、父親が高等教育卒である場合のほうがそうでない場合より約47分長くなり、成績が1段階上がると約33分長くなるという結果が出る。この値から、最も強い効果をもつのは成績である。中3になると、成績の高い子どもが高ランクの高校を目指すために休日の学習時間が長くなることがわかる。ただし、表2-3で確認したように、親の学歴と子どもの成績には有意な関連がある。そのため成績をコントロールすることによって、完全に親の学歴の効果をコントロールしたとはいえない。また、成績をコントロールした上でも父親の学歴の効果が残る。中3の休日に見られる学習時間の親の学歴による差は、第一には子どもの成績とそれに応じた高校受験目標を媒介したものであるが、第二には父親の学歴が学習意欲に反映されたものと解釈できる。

次に、小6から中3の大学進学希望について、希望ありを1、なしを0とするロジスティック回帰分析によって検討する。その結果が表2-15である。表2-15には小5の結果も載

<sup>7</sup> 高校受験のない私立中学校に進学した層の影響をコントロールするためである。親が高等教育卒の場合のほうが中学受験を選択する比率が高いため、表2-2に示すように、親が中卒・高卒の場合のほうが高校受験をする比率が高くなる(5%水準で有意)。

表2-14 中3の休日の学習時間を規定する要因（重回帰分析）

	B	β
父親高等教育卒ダミー	46.627 +	0.180
母親高等教育卒ダミー	12.893	0.053
男子ダミー	7.913	0.034
高校受験ダミー	61.122	0.084
成績	32.880 **	0.279
定数	-37.736	
Ajusted R <sup>2</sup>	0.091	
F	3.352 **	
N	118	

註) \*\*p<.01, \*p<.05

表2-15 子どもの大学進学希望を規定する要因（ロジスティック回帰分析）

	小5		小6		中2		中3	
	B	Exp(B)	B	Exp(B)	B	Exp(B)	B	Exp(B)
父親高等教育卒ダミー	0.278	1.321	0.019	1.019	1.126 *	3.082	0.018	1.019
母親高等教育卒ダミー	-0.190	0.827	0.882 *	2.415	0.236	1.266	0.177	1.193
男子ダミー	0.967 **	2.631	0.597 +	1.817	0.852 *	2.344	0.689	1.991
成績	0.678 **	1.971	0.665 **	1.945	1.251 ***	3.495	1.530 ***	4.619
定数	-2.615 ***	0.073	-2.939 ***	0.053	-4.501 ***	0.011	-4.516 ***	0.011
Model $\chi^2$	19.053 **		21.815 ***		50.579 ***		44.148 ***	
-2 Log Likelihood	234.371		211.752		179.992		130.525	
Nagelkerke R <sup>2</sup>	0.132		0.162		0.347		0.391	
N	183		169		169		129	

註) \*\*\*p<.001, \*\*p<.01, \*p<.05

せている。もっとも強い効果をもつのは、小6では母親の学歴であるが、中2、中3では成績である。中3においては、仮説1の検討でも親学歴と子どもの大学進学希望にそれほど強い関連は見られなかったが、成績とは強い関連をもつことがわかる。ここから、中2の時点では、同じ成績でも親の学歴によって進路希望が異なることにより、教育を通じた階層化が高校進学以前にも生じている可能性が示唆される。しかし一方で興味深いのは、高校受験を目前とする中3になると、いったん親の学歴の影響は弱まり、直接的には成績が進路希望を規定することである。

### (3) 仮説3・仮説4

ここまで、学習意欲や進路希望に対する親の学歴の影響を検討してきた。学習意欲については、中2までは親の学歴による関連は見られない。中3では学習時間においてその関連が見られたが、それらの関連は主として成績を媒介に生じている可能性がある。本調査データのサンプルからは、高校入学以前の子どもの学習意欲に対する、親の学歴という決定的な変数の効果が強いとはいえない。ところが、親から子どもへの影響には、一般的には二度と取り返すことのない学歴（この意味で決定的と述べた）ばかりではなく、より可変的な態度や意識を要因とするものが存在すると考えられる。確かに表2-3で示したように、父親・母親の学歴と、母親の子どもへの大学進学希望や母親の教育的態度には有意な関連

が見られる。ところが教育的態度に有意な関連をもつのは父親の学歴のみで、母親自身の学歴とは関連が見られない。子どもの教育に関わる態度や意識が全て、親の学歴によって構造的に決定づけられているとはいえない。そこで、ここからは母親の態度と意識を独立変数に加えて、これらが出身階層と子どもの学習意欲や進路希望の関係にどのような効果をもつのか、仮説3と仮説4の検討を行う。

仮説3から検討しよう。「母親が子どもの学習に積極的に関わるほど学習意欲が高い」のかどうか、従属変数を学校外学習時間とし、表2-14の独立変数に母親の教育的態度を加え、重回帰分析を行う。表2-16、表2-17がそれぞれ平日と休日の学校外学習時間について、学年別に分析した結果である。中3の平日、小6、中2の休日ではモデルの適合度はよくないが、分析結果を解釈すると次のようになる。小5、小6、中2の平日の学校外学習時間の規定要因としては、親の教育的態度が他の独立変数に比べてきわめて強い。この3学年について、親の学歴と学校外学習時間とは、有意な関連を見出すことはできなかった。また、母親の教育的態度は母親本人の学歴と直接関連をもつわけでもなかった。この2点を考慮に入れると、本調査データからは、子どもが低年齢のうちには階層構造に強固には決定づけられていない母親の態度次第で、子どもの学習意欲は変わりうることを示される。ただし、これは中3についてはあてはまらない。中3の休日について表2-17を表2-14のモデルと比較すると、調整済みR<sup>2</sup>値が若干上がりモデルの適合度が増している。また、親が子どもの

表2-16 平日の学校外学習時間を規定する要因（重回帰分析）

	小5		小6		中2		中3	
	B	β	B	β	B	β	B	β
父親高等教育卒ダミー	9.277	0.083	-4.129	-0.026	-4.247	-0.031	19.210	0.095
母親高等教育卒ダミー	8.064	0.073	7.029	0.045	6.586	0.048	-11.965	-0.063
男子ダミー	-3.262	-0.030	-25.497 *	-0.169	0.333	0.003	-0.074	0.000
高校受験ダミー	-	-	-	-	12.322	0.026	-15.249	-0.030
成績	10.014 +	0.147	4.392	0.048	6.542	0.093	9.642	0.106
親の教育的態度	24.900 **	0.215	38.103 **	0.239	37.727 ***	0.283	-4.171	-0.023
定数	14.741		60.52 *		31.786		115.82 *	
Ajusted R <sup>2</sup>	0.078		0.056		0.059		0.031	
F	3.994 **		2.917 *		2.672 *		0.394	
N	177		162		159		121	

註) \*\*\*p<.001, \*\*p<.01, \*p<.05, +p<.10

表2-17 休日の学習時間を規定する要因（重回帰分析）

	小5		小6		中2		中3	
	B	β	B	β	B	β	B	β
父親高等教育卒ダミー	14.969 +	0.132	-5.840	-0.036	0.123	0.001	40.605	0.157
母親高等教育卒ダミー	-4.202	-0.038	-6.155	-0.039	-1.812	-0.012	14.137	0.059
男子ダミー	-3.802	-0.035	-11.426	-0.074	24.004	0.164	7.436	0.032
高校受験ダミー	-	-	-	-	54.254	0.059	64.897	0.089
成績	8.320	0.121	6.543	0.071	12.828 *	0.164	32.644 **	0.277
親の教育的態度	31.561 ***	0.271	30.419 *	0.187	10.843	0.072	29.429	0.127
定数	6.435		35.310		-34.694		-51.64	
Ajusted R <sup>2</sup>	0.089		0.016		0.027		0.099	
F	4.157 **		1.531		1.732		3.157 **	
N	180		164		156		118	

註) \*\*\*p<.001, \*\*p<.01, \*p<.05, +p<.10

表2-18 母親の大学進学希望を規定する  
要因（ロジスティック回帰分析）

	B	Exp(B)
父親高等教育卒ダミー	0.804 **	2.234
母親高等教育卒ダミー	0.568 *	1.765
男子ダミー	2.231 ***	9.311
成績	1.627 ***	5.086
定数	-6.042 ***	0.002
Model $\chi^2$	284.557 ***	
-2 Log Likelihood	604.64	
Nagelkerke R <sup>2</sup>	0.472	
N	666	

註) \*\*\*p<.001, \*p<.05

教育のために手立てを講じる場合には、そうでない場合に比べ約 29 分、学習時間は長くなる。しかし、依然として成績が最も強い効果をもつ。

つづいて、仮説 4 の「母親の子どもへの進路希望が高いほど子どもの進路希望が高い」のかどうかを検討する。ここでの作業仮説は、「母親が子どもに大学進学を希望すれば、子どもの大学進学希望も高まる」ということである。そのため、表 2-15 の独立変数に母親の子どもへの大学進学希望を加えて、子どもの大学進学希望を従属変数とするロジスティック回帰分析を行う。その前に、母親の子どもへの大学進学希望を従属変数とするロジスティック回帰分析を行ったのが表 2-18 である。母親の大学進学希望は父親の学歴、母親の学歴、子どもの性別、子どもの成績の全てを有意な規定要因としていることがわかる。つまり、これから分析に用いる他の全ての独立変数と関連している。とくに男子ダミーと成績のオッズ比が大きい。女子よりも男子の場合に親が大学進学を希望するオッズ比は約 9.3 倍に、成績が 1 高くなるとオッズ比は約 5.1 倍になる。

それでは、子どもの大学進学希望を従属変数として、親の大学進学希望の効果を検討してみよう。表 2-19 にロジスティック回帰分析の結果を示した。全ての学年において、もっとも強い効果をもつのが、母親の大学進学希望である。母親が子どもに大学進学を希望する場合には、希望しない場合よりも、子どもの大学進学希望の有無のオッズ比が小 5 で約 3.6 倍、小 6 で約 3.2 倍、中 2 で約 4.2 倍、中 3 で約 25.2 倍になる。親の希望を独立変数として投入する前の表 2-15 で強い効果をもっていた成績の独立した効果は、小 5、小 6 では極めて弱くなり、中 2、中 3 ではまだ残っているものの、やはり弱くなる。母親の希望自体は、子どもの成績に強く規定されているが、成績が独立には効果をもちにくくなるということは、注目に値する。すなわち、子どもが大学進学を希望するかどうかは、父親や母親の学歴に影響を受けながら、子どもの性別や成績によって形成される母親の意識を媒介しているのである。

仮説 3 と仮説 4 を検討した結果をまとめると、学校外学習時間に対して、小学生のうち母親の子どもの教育に関する積極的な態度が、他の変数に比べて大きな効果をもつ。しかし中学生になると、中 2 の平日の学校外学習時間を除いて、母親の態度のもつ効果は成

表2-19 子どもの大学進学希望を規定する要因（ロジスティック回帰分析）

	小5		小6		中2		中3	
	B	Exp(B)	B	Exp(B)	B	Exp(B)	B	Exp(B)
父親高等教育卒ダミー	0.123	1.131	-0.179	0.836	0.923 *	2.516	-0.134	0.875
母親高等教育卒ダミー	-0.303	0.739	0.841 *	2.319	0.113	1.120	-0.142	0.867
男子ダミー	0.363	1.437	0.073	1.075	0.446	1.562	-0.584	0.558
成績	0.383	1.467	0.393 +	1.481	0.847 **	2.333	0.815 *	2.259
母親の大学進学希望	1.283 **	3.608	1.173 **	3.233	1.431 **	4.181	3.227 ***	25.196
定数	-2.088 **	0.124	-2.430 **	0.088	-3.819 ***	0.022	-3.433 **	0.032
Model $\chi^2$	28.509 ***		27.485 ***		61.099 ***		77.888 ***	
-2 Log Likelihood	223.673		202.037		165.544		95.031	
Nagelkerke R <sup>2</sup>	0.194		0.204		0.413		0.614	
N	182		166		166		128	

註) \*\*\*p<.001, \*\*p<.01, \*p<.05

績に比べて小さくなる。大学進学希望に対しては、性別や成績の効果を吸収して、母親の子どもへの大学進学希望がもっとも強い効果をもつ。

#### 4. 結論

本稿の分析から得られた知見を、本調査のサンプルの特性を考慮に入れて整理しよう。

まず、出身階層と学習意欲との関連が示唆されたのは中3の休日の学習時間であり、親が高等教育卒であるほうが長くなる。平日の学校外学習時間とその他の学年の休日の学習時間や、内発的学習態度については、仮説は支持されなかった。出身階層と進路希望の関連では、概ね親の学歴が高いほうが大学進学を希望する比率が高いことが確認された。ところが次に、成績をコントロールすると、学校外学習時間と進路希望ともに、親の学歴は効果をもたなくなる。成績が規定要因としてもっとも強いことが明らかとなった。中2、中3と高校受験が近づくとそれが明確になり、成績の規定要因をいったん括弧に入れると、高校受験ではメリトクラティックな作用が維持されているといえる。総括して、子どもの学習意欲や進路希望に対する出身階層の効果が、子どもの成績を媒介とした間接効果であることが明らかとなった。このように成績の決定力が大きいことは、現在懸念されている教育の階層化とは傾向の異なる結果であるが、これはサンプルが「生活安定層」に属していることに起因するのかもしれない。そうした限界はあるが、同時に、社会階層の最上層と最下層を除いたマジョリティ内部に生じる出身階層の効果を明らかにしているという積極的な可能性も主張できる。

しかし、成績の効果が強いことが直ちに子どもの学習意欲や進路希望に対して親の効果が存在しないことを意味するわけではない。学校外学習時間に対しては、母親の教育的態度がとくに小学生にとって強い効果をもつ。中学生になると成績がもっとも強い効果をもつとはいえ、母親の態度の効果が消えるわけではないし、その成績自体に小学生時点の努力が反映している可能性もある。また、進路希望に対しては一貫して母親の意識が強い効果をもつ。それは中3になると、とくに顕著である。子どもの成績も、母親がその情報の解釈主体となることによって、子どもの学習意欲や進路希望にプラスに機能しているので



ある。母親の態度や意識自体が親の学歴と無関係ではないが、とはいえ過去に取得した学歴に比べ、子どもの成績や、社会に流通するその他の情報をもとに変化する。母親の態度や意識がどの程度構造的に決定されてしまうかが、今後の教育を通じた階層化を捉えるうえで重要になるだろう。

以上、本稿は義務教育のもとで生じる階層化の一端を検討したと同時に、今後それを把握する枠組みを提示した。ここでの分析結果は、高校生のデータをもとにした苅谷（2001）の「努力の階層差が拡大している」という知見が、日本の教育社会全体に広がる問題として影響力をもつなかで、義務教育段階については事実を別途確認するべきであることを示唆している。その際求められるのは、親の態度や意識に個人的要因や偶発的要因が作用する余地が存在するのか、それとも構造的に決定される度合いが強くなるのか、という分析視角である。親の態度や意識が、子どもの成績とは無関係に親の学歴によって規定される比重が強くなれば、それは危惧される事態であるといえよう。より多様な階層から構成される日本社会を母集団として想定するサンプルによって、今後さらなる検証を行うことが求められる。

#### <参考文献>

- 荒牧草平（2002）「現代高校生の学習意欲と進路希望の形成—出身階層と価値志向の効果に着目して—」『教育社会学研究』第71集，pp.5-23.
- 樋田大二郎・耳塚寛明・岩木秀夫・苅谷剛彦（2000）『高校生文化と進路形成の変容』学事出版.
- 本田（沖津）由紀（1998）「教育意識の規定要因と効果」苅谷剛彦編『1995年SSM調査シリーズ11 教育と職業—構造と意識の分析』1995年SSM調査研究会，pp.179-197.
- 本田由紀（2000）「『教育ママ』の存立事情」藤崎宏子編『親と子—交錯するライフコース』ミネルヴァ書房，pp.159-182.
- 苅谷剛彦（2001）『階層化日本と教育の危機—不平等再生産から意欲格差社会（インセンティブ・ディバイド）へ』有信堂.
- 中村高康（2000）「高学歴志向の趨勢—世代の変化に着目して」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，pp.151-173.

## 第3章 父親の養育行動と子どもの精神的健康

石川 周子

### 1. 問題意識

1990年代以降、女性の就業の増大などを背景に、父親の存在がこれまで以上にクローズアップされてきた(石井 1998)。それに伴い、父親・父子関係を扱った研究が最近多く見られるようになってきた。父親の養育行動が子どもに与える影響に関しては、特に発達心理学において一定の研究蓄積がある(牧野・中野・柏木 1993)。しかし、これらの研究は、その多くが乳幼児期に集中しており、思春期以降の親子関係についての研究は乏しい(高橋 1986)。

そこで、本報告では、思春期の子どもと父親との関係に焦点を当てる。具体的には、思春期の子どもが認知する父親の養育行動(しかる・気持ちを理解する等)が子どもの精神的健康に与える影響を明らかにする。

### 2. 先行研究の概観

父親研究に関しては、主に米国において多くの研究蓄積がある(Lamb 1997)。これまでの研究を総合すると、父親の養育参加は子どもの知的発達、学業成績、心理社会的発達にポジティブな影響をもたらすことが分かっている(Biller 1993)。

例えば Amato (1994) は、米国の全国調査サンプルを用いて、母子関係と父子関係が青年期の子どもの心理的安寧(psychological well-being)に対して、どのような影響を及ぼしているかを検討した。分析の結果、父親との親密性が高まるほど、子どもの幸福感や生活満足度が上昇し、心理的ディストレスが低下することが示された(Amato 1994)。

また、Young et al(1995)は、12歳から16歳の男女640名を対象に、父母の支援行動が子どもの生活満足感にどのような影響を与えているのかを検討している。分析の結果、母親のみならず、父親の支援行動が子どもの生活満足感を高めることが明らかにされた(Young et al 1995)。

一方、わが国においては、これまで父子関係が子どもに与える影響に関する研究蓄積は少なかったが、いくつか存在している。

例えば、尾形・宮下(1999)は、小学校1.2年生の男女児童およびその父母を対象に、父親の家事・育児参加と母親の精神的ストレスとの関連、またそれらが子どもの社会性の発達に与える影響について検討している。分析の結果、父親の家事・育児参加が高く、母親の精神的ストレスが低い場合に子どもの社会生活能力が高まることを明らかにしている(尾形・宮下 1999)。

また、平山(2001)は、父親の家庭関与についての父母評定の一致度が、中学生の精神

的健康に与える影響について検討している。分析の結果、男子の神経症傾向・非協調性が母親の評定した父親の家庭関与との間に相関を示し、女子では神経症傾向が父母評定ともに父親の家庭関与と相関を示していた。また父母ともに一致して父親の家庭関与を高く評価している場合中学生の神経症傾向が低いことが示された（平山 2001）。

これらの研究を見る限り、米国のみならず、日本においても総じて父親の養育行動が子どもにポジティブな影響をもたらしていることが窺われる。

こうした先行研究に対して、大きく2つの研究課題が指摘できる。

1つは、母子関係を考慮する必要性である。父子関係が子どもに与える影響をみる上で、母親の関わりの影響を統制した上での研究は少ないことが指摘されている（Amato 1999）。

2つめは、親の社会経済的地位を考慮する必要性についてである。父子関係が子どもに与える影響は、親の社会経済的地位による擬似効果である可能性もある。しかし、親の社会経済的地位を統制した上で、父子関係が子どもに与える影響を検討した研究が、わが国ではほとんどない。

そこで本報告では、次の2つの点に焦点を当てて分析する。

母子関係の影響を考慮した上で、父子関係が子どもの精神的健康に与える影響を検討する。

親の社会経済的地位（学歴）の影響を考慮した上で、父子関係が子どもの精神的健康に与える影響を検討する。

### 3.方法

#### （1）データ

本分析では、連合総合生活開発研究所が1995年に実施した「小学生・中学生の生活に関するアンケート調査」のデータを用いる。データは、東京大学社会科学研究所のSSJデータアーカイブを通じて入手した。

調査は、連合組合員およびその家族である小学校5～6年生の親子と中学校2～3年生の親子各々800組を対象に実施された。

調査地域は北海道、東京、長野、静岡、富山、大阪、宮崎の7都道府県である。本調査は、子どもの生活時間調査、子どものアンケート調査、子どもの母親のアンケート調査からなっており、本分析では「および」を用いた。

有効回収数は、小学生親子が422組、中学生親子が358組、合計780組である。本分析では、子どもおよびその母親が回答したものの719組を分析対象とする。

#### （2）変数の説明

独立変数は、父親の養育行動である。これは子どもが回答したものである。本研究では「小学生・中学生の生活に関するアンケート調査」のなかで、統制と支援の2つの側面を

示す項目を養育行動の項目として設定した<sup>1</sup>。具体的には、統制として、それぞれ父親と母親の厳格的な統制を表す「『遊んでばかりいて』『テレビばかりみて』としかる」(「はい(=0)」「いいえ(=1)」)、支援としては、それぞれ父親と母親の情緒的サポートを表す「自分の気持ちをわかってくれる」(「そう思う(=0)」「そう思わない(=1)」)を設定した。

従属変数は、子どものディストレスである。これは子ども自身が回答したものである。具体的には、「あばれまわりたい」「イライラする」「大声を出したい」「不安になる」「学校に行く気がしない」「やる気がない」「興味がない」の7項目それぞれについて、最近の状態を「はい(=1)」「いいえ(=0)」の2件法でたずねたものを、加算尺度として用いる<sup>2</sup>。このようにして作成された尺度をディストレス尺度とし、精神的健康の指標とする。スコアが高いほど、ディストレスが高いことを示している。α係数は.67である。

統制変数は、母子関係、および父母の社会的属性、子どもの特性を設定した。具体的に、母親の養育行動については、父親の養育行動と同様の項目を設定した。父母の社会的属性については、父親の年齢、父親および母親の学歴、母親の就業状態を設定した。子どもの特性については、子どもの学年、子どもの数を設定した。

### (3) 分析方法

今回の分析は、父親の養育行動が子どもに与える影響を単独に検討するのではなく、より厳密にその効果を検証することをねらいとしている。

従って、本分析では大きく分けて2つの分析を行う。1つめの分析では、父親の養育行動と子どものディストレスとの関連について検討する。具体的には、全ての変数を投入した上で相関分析を行い、変数間の関連を検討する。その上で、2つめの分析では、父親の養育行動を独立変数、子どものディストレスを従属変数とし、母親の養育行動と社会経済的地位を統制変数とした階層的重回帰分析を行う。

## 4. 分析結果

### (1) サンプルの特性

まず、サンプルの特性から検討する。子どもの特性については次のとおりである。性別は男子が50.1%、女子が49.9%である。学年は男子が、小学5年生28.0%、6年生23.4%、中学2年生27.7%、3年生20.9%、女子が小学5年生30.7%、6年生26.2%、中学2年生25.4%、3年生17.7%となっている。子どもの数の平均は、2.37人であった。

親の属性については次のとおりである。父親の平均年齢は41.8歳である。父親の学歴は、中卒が4.4%、高卒が59.8%、専門学校卒が4.1%、高専卒が3.0%、短大卒が2.0%、大学卒

---

<sup>1</sup> 親の養育行動に関して、これまでの研究では、主に親の統制 (parental control) と、親の支援 (parental support) という2つの概念によって説明されることが多い (Maccoby and Martin 1983)。

<sup>2</sup> 「小学生・中学生の生活に関するアンケート調査」では、子どもの健康状態について、14項目設定されている。本研究ではこのうち精神的健康に関わる7項目を分析に用いた。

以上が26.7%となっている。母親の学歴は、中卒が3.1%、高卒が60.5%、専門学校卒が8.0%、短大卒が18.9%、大学卒以上が9.5%となっている。

母親の就労については、非就業群が19.4%、就業群が80.6%である。(就業群の内訳は、正規従業員が42.5%、パートが30.7%、内職・家業が7.4%、専業主婦が19.4%である)

子どものディストレスの平均得点は、男子が1.85点、女子が2.42点であった(表3-1, 表3-2)。全体的に子どもの精神的健康は良好であることが窺える。また、男子より女子の得点が有意に高く( $F=17.71, df=1, p<.001$ )、男女それぞれ学年別では有意な差はなかった。

このように男女のディストレス得点に有意差がみられたため、相関分析、回帰分析時は男女別に分析し、検討していく。

## (2) 父親の養育行動が思春期の子どもの精神的健康に与える影響に関する分析結果

次に、相関係数により、変数間の関連をみていく。

まず、男子から検討する(表3-1)。ディストレスに対しては、母親の統制が有意な正の相関を、父親および母親の支援が有意な負の相関を示した。社会的属性、子どもの特性は、有意な関連が認められなかった。

次に女子について検討する(表3-2)。ディストレスに対しては、父親および母親の統制が有意な正の相関を、父親および母親の支援が有意な負の相関を示した。社会的属性、子どもの特性は、有意な関連が認められなかった。

表3-1 記述統計・相関係数マトリクス(男子)

	記述統計		相関係数マトリクス										
	レンジ	平均値(標準偏差)	1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.	8.	9.	10.	
1. 父親の年齢	30-54	41.91(3.70)											
2. 父親の学歴	1-6	3.18(1.78)	.024										
3. 母親の学歴	1-6	2.94(1.48)	-.024	.451**									
4. 母親の就労	0-1	.78(.41)	.146**	-.116*	-.031								
5. 子どもの学年	1-4	2.41(1.11)	.344**	-.031	-.073	.127*							
6. 子どもの数	1-5	2.37(.66)	.047	-.107*	.046	-.037	-.109*						
7. 母親の統制	1-2	1.52(.50)	.068	-.076	-.088	-.014	.078	-.012					
8. 母親の支援	1-2	1.35(.48)	-.163**	.047	.080	-.105*	-.098+	.056	-.185**				
9. 父親の統制	1-2	1.73(.44)	.035	-.008	.008	.081	-.028	-.011	.353**	-.216**			
10. 父親の支援	1-2	1.41(.49)	-.125*	.049	.017	-.129*	-.107*	.002	-.078	.639**	-.183**		
11. 子どものディストレス	0-7	1.85(1.65)	.074	.088	.017	.045	.049	.073	.143**	-.183**	.083	-.187**	

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

表 3-2 記述統計・相関係数マトリクス(女子)

	記述統計		相関係数マトリクス											
	レンジ	平均値(標準偏差)	1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.	8.	9.	10.		
1. 父親の年齢	28-55	41.71(3.99)												
2. 父親の学歴	1-6	3.20(1.82)	.089											
3. 母親の学歴	1-6	3.05(1.58)	.052	.628**										
4. 母親の就労	0-1	.83(.38)	.031	-.134*	-.169**									
5. 子どもの学年	1-4	2.30(1.09)	.389**	-.077	-.079	.099								
6. 子どもの数	1-6	2.40(.65)	.125*	.001	-.016	-.056	.077							
7. 母親の統制	1-2	1.54(.50)	.093	.022	-.016	-.021	.098	-.062						
8. 母親の支援	1-2	1.35(.48)	-.153**	-.039	.013	-.034	-.111*	-.021	-.152**					
9. 父親の統制	1-2	1.77(.42)	.022	.029	-.057	.085	.052	-.028	.299**	-.106*				
10. 父親の支援	1-2	1.46(.50)	-.108	-.038	.023	-.085	-.138	-.064	-.101	.674**	-.163**			
11. 子どものディストレス	0-7	2.42(1.90)	.078	.073	-.033	.012	.101	-.084	.123*	-.196**	.191**	-.193**		

\*p<.05 \*\*p<.01

次に重回帰分析の結果に移る。父親および母親の養育行動と子どもの特性，社会的属性に関する変数を投入して，階層的重回帰分析を行った。本分析において，父母の学歴間で多重共線関係がみられたため，親の学歴として，母親の学歴のみを投入して重回帰分析を行った。子どものディストレスを従属変数とし，ステップ1では子どもの特性および親の社会的属性を，ステップ2では母親の養育行動を，ステップ3では父親の養育行動を投入した。

まずは，男子の結果から見ていこう（表 3-3）。子どもの特性および親の社会的属性と子どものディストレスとの関連は，ステップ1で検討されているが，いずれも有意な関連はみられなかった。母親の養育行動と子どものディストレスとの関連はステップ2で検討されており，母親の支援が負の方向で有意な関連を示した。しかし，次のステップ3で，父親の支援と子どものディストレスとの関連をみると，母親の支援の効果は消滅し，父親の支援との関連のみが負の方向で有意な関連を示した。

以上の結果より，男子の場合，母親よりも父親の支援が子どもの精神的健康の向上に影響を与えていることが示された。

次に女子の分析結果に移る（表 3-4）。子どもの特性および親の社会的属性と子どものディストレスとの関連は，ステップ1で検討されており，子どもの学年のみが正の方向で有意な関連を示した。母親の養育行動と子どものディストレスとの関連はステップ2で検討されており，母親の支援が負の方向で有意な関連を示した。しかし，ステップ3で，父親の養育行動と子どものディストレスとの関連をみると，母親の支援の効果は弱まり，父親

表 3-3 子どものディストレスを従属変数とした階層的重回帰分析(男子)

	標準偏回帰係数 ( $\beta$ )		
	ステップ 1	ステップ 2	ステップ 3
父親の年齢	.063	.037	.041
母親の学歴	.038	.048	.045
母親の就労	.053	.040	.029
子どもの学年	.006	-.006	-.014
子どもの数	.030	.045	.044
母親の統制		.089	.094
母親の支援		-.151*	-.044
父親の統制			-.004
父親の支援			-.160*
F	.626	1.882	1.919*
R <sup>2</sup>	.011	.045	.058
調整済 R <sup>2</sup>	-.007	.021	.028
R <sup>2</sup> 増加量	.011	.034	.013

\*p<.05

表 3-4 子どものディストレスを従属変数とした階層的重回帰分析(女子)

	標準偏回帰係数 ( $\beta$ )		
	ステップ 1	ステップ 2	ステップ 3
父親の年齢	.031	.001	.006
母親の学歴	-.022	-.022	-.014
母親の就労	-.032	-.027	-.044
子どもの学年	.134*	.121+	.110+
子どもの数	-.039	-.036	-.035
母親の統制		.067	.015
母親の支援		-.188**	-.142+
父親の統制			.164**
父親の支援			-.047
F	1.361	2.901**	3.217**
R <sup>2</sup>	.023	.065	.091
調整済 R <sup>2</sup>	.006	.043	.063
R <sup>2</sup> 増加量	.023	.043	.026

+p<.1 \*p<.05 \*\*p<.01

の統制のみが、正の方向で有意な関連を示した。

以上の結果より、女子の場合、父親の統制が子どもの精神的健康の低下に影響を与えていること、またその影響は、母親の支援の効果に比べて、相対的に大きいものであることが示された。

## 5. 考察と課題

本研究の目的は、思春期の子どもが認知する父親の養育行動が子どもの精神的健康にどのような影響を与えるのかについて検証することであった。また、以上の効果について、母子関係および社会経済的地位を統制した上で検証することが本研究の特色であった。

本分析の結果は次の2点に集約できる。

1 つめは父親が子どもの精神的健康に対して単独に与える影響についてである。本分析の結果では、男子の場合、父親の支援のみが、精神的健康の向上に影響していた。一方女子の場合、父親の統制が精神的健康の低下に影響していた。これらの結果は母親の養育行動および社会経済的地位をコントロールした上でも認められたものである。

さらに本分析では、男女ともに、母親よりも父親の養育行動の方が相対的に大きな影響を与えていることが示されたのである。このように、母親の影響をコントロールした上でも、父親の養育行動が子どもに与える影響が示された研究は国内においてこれまで少なく、注目すべき結果といえる。

2 つめは、父親の子どもへの関わりが子どもの精神的健康に与える影響が、子どもの性別によって異なる点である。

まず、父親-息子関係について検討しよう。本分析では、男子の精神的健康に対して父親の統制は影響せず、支援のみがプラスの影響をもたらしていた。これまで、思春期の子どもは、異性よりも同性の親とより多くの時間を過ごす傾向があること(Montemayor 1982)、さらに父親は、娘よりも息子により多くのポジティブな働きかけをするという報告がなされている(Margolin and Patterson 1975)。これらを考慮すると、この時期の男子は、母親よりも父親と情緒的に関わるが多く、かつ父親の息子へのポジティブな働きかけが精神的健康にとって大きな影響力をもつことが考えられる。

次に、父親-娘関係について検討する。本分析では、女子の精神的健康に対して父親の支援は影響せず、統制のみがマイナスの影響をもたらしていた。本分析の対象である思春期には、身体的成熟の変化に伴い、特に女子と父親との間の葛藤が強まる傾向があるとされている(Steinberg 1988)。従って、思春期の女子に対する父親の支援は有効なものとなりやすく、逆に統制は、父親との葛藤に結びつき、精神的健康の低下をもたらすことが考えられる。

今回の分析結果は、父子関係が子どもに与える影響が、子どもの性差によってどのように異なるかについて1つの知見を提供したといえるが、今後さらなる研究の発展に期待したい。



最後に本研究の課題について述べる。まず、子どもの精神的健康について、本研究で用いた尺度はやや簡易的な側面もあり、完全な測定尺度とはいえない。また、父親の養育行動について、本研究では統制と支援の2つの側面を、それぞれ1項目ずつ設定した。しかし2項目で親の養育行動を説明するには限界がある。今後、思春期の子どもに対する親の養育行動尺度作成に向けての研究に期待したい。

最後に今後の父親研究の方向性について述べる。父親研究が注目されている中、父親が子どもに与える養育上の影響を実証的に検証する研究は少しずつ増えてきているように思われる。しかし、父親が子どもに与える影響だけでなく、父親の養育行動の規定要因を明らかにしていく事も重要である(末盛 2001)。

また、これらの研究について、実証的な研究のみでなく、質的な方法による検討も含めた研究が蓄積されることが望まれる。

#### <引用文献>

- Amato,P.R. (1994) "Father-Child Relations,Mother-Child Relations,and Offsprings Psychological Well-Being in EarlyAdulthood" *Journal of Marriage and the Family*,**56**, pp.529-543.
- Amato,P.R.(1999) "Paternal Involvement and Childrens Behavior Problems" *Journal of Marriage and the Family*,**61**, pp.375-384
- Biller,H.B(1993)Fathers and Families:Paternal Factors in Child Development, Westport,CT:Auburn.Fields ,T.,Lang,C.,Yando,R.,&Bendell,D,"Adolescent's Intimacy with Parents and Friends"*Adolescence* 1995,**30**(117),pp.133-140.
- 平山聡子(2001)「中学生の精神的健康とその父親の家庭関与との関連」『発達心理学研究』**12**(2), pp.99-109.
- 石井クンツ昌子(1998)「米国における父親研究の動向」『家族社会学研究』**10**(2),pp.135-141.
- 加藤邦子・石井クンツ昌子・牧野カツコ・土谷みち子(2002)「父親の育児かわり及び母親の育児不安が3歳児の社会性に及ぼす影響：社会的背景の異なる2つのコーホートから」『発達心理学研究』**13**(1),pp.30-41.
- Lamb,M.E(1997) "Fathers and Child Development:An Introductory Overview and Guide"  
In M,E.Lamb(Eds),The Role of the Father in Child Development(3<sup>rd</sup>)New York:Wiley,pp.1-18.
- 牧野カツコ・中野由美子・柏木恵子(1996)『子どもの発達と父親の役割』ミネルヴァ書房,東京,pp.3-11.
- Maccoby, EE & Martin, J. (1983) "Socialization in the context of the family: Parent-child interaction." In PH Mussen (Series Ed.) & EM Hetherington (vol. Ed.), *Handbook of child psychology: Vol. 4. Socialization, personality, and social development* 4th ed., pp. 1-101. New York: Wiley.

- Margolin,G.,&Patterson,G.R.(1975) “Differential consequences provided by mothers and fathers for their sons and daughters” ,*Developmental Psychology*,**11**,pp.537-538.
- Montemayor,R.(1982) “The Relationship between parent-adolescent communication and the amount of time adolescents spend alone with parents and peers” *Child Development*,**53**, pp.1512-1519.
- 尾形和男・宮下一博 (1999)「父親の協力的関わりと母親のストレス , 子どもの社会性発達および父親の成長」『家族心理学研究』 13(2),pp.87-102.
- Steinberg,L (1988) “Reciprocal relation between parent-child distance and pubertal maturation” *Development Psychology*,**24**,pp.122-128.
- 末盛慶(2001)「どのような条件が父親と子どもの接触をもたらすのか - 父親の社会階層と夫婦関係のインパクト - 」岩井紀子編『家庭生活についての全国調査報告書 (NFR98) No.2-3 現代日本の夫婦関係』日本家族社会学会・全国家族調査 (NFR) 研究会,pp.197-210.
- 高橋久美子 (1986)「思春期の母子関係-子どもの自主性発達と親子の役割葛藤」『家族研究年報』 11,pp.52-66.
- Umberson,D.(1992) “Relationships between adult children and their parents:Psychological Consequences for both generations” *Journal of Marriage and the Family*,**54**,pp.664-674.
- Young,N.H.,Miller,B.C.,Norton,M. C.,Hill,E.J,1995, “The Effect of Parental Supportive Behaviors on Life Satisfaction of Adolescent Offspring” *Journal of Marriage and the Family*,**57**,pp.813-822.

## 第4章 こどもに家事をさせるということ - 母親ともう1つの教育的態度 -

品田 知美

### 1. はじめに

現代日本にあって、子育ては圧倒的に母親の仕事である。けれども、子育てがこれほど重要な母親の仕事となったのは、意外にも近年になってからだといわれる(渡辺 1999)。家族生活についての全国調査(NFR)データの分析によれば、90年代のおわりには、小学生のこどもを持つ母親たちは、概ね教育的で友好的な子育てをしていた<sup>1</sup>(品田 2001)。けれども、親のかかわりが増えさえすれば、こどもは「よく育つ」とも限らない。現代日本では、むしろ親の過保護や過干渉、といった側面が問題となりつつあるように思う。

また、親の教育的態度について、現代日本では学業あるいは将来の職業につながるような課外活動といった側面が、重視される。将来の公的領域での活動、すなわち paid work につくことを達成目標とする子育て行為は、確かに1つの教育的態度に違いない。だが、人間生活に不可欠な私的領域での活動、すなわち unpaid work を担えることを達成目標とする子育て行為も、もう1つの教育的態度とみなしてよからう。

ところで、学校教育の現場では、「家の仕事を手伝いましょう」というスローガンが繰り返されている。もともと、日本の学校では掃除や給食準備など多くの授業外活動が重視されてきた。近年になって、様々なボランティア活動の推奨など、学校教育現場では unpaid work の価値はむしろ強調されてきている。公教育で unpaid work の価値を重視するほどに、親たちは学力低下を心配し、家庭では塾に行かせて学業中心の生活をさせるという転倒さえみられる。

このような学校現場での努力にもかかわらず、文部省調査による5ヶ国比較によると、日本のこども達はあまりお手伝いをしない(こどもの体験活動研究会 2000)。また、3ヶ国比較によれば家事を手伝うこどもは、日本の方がアメリカより少ない(総務庁 1996)。また、食事をつくったり、部屋のそうじをしたりする、といった生活まわりの自立度にかんしても低いとされる(日本女子社会教育会 1995)。さらに、家事時間の計量分析によれば、日本ではこどもがいつまでも家事を増やす存在であるのに対し、米国ではこどもは年齢とともに相応の家事を担う存在となってゆく傾向がある(品田 1999)。母親の就労にともなっても、こどもが家事を担える存在となるかどうかは重要なのである。

また、こどもの家事にも、相変わらず性差がみられる。日本の男性は、欧米と比して家事をしない(矢野 1995)。次世代のジェンダーに、変化のきざしはみえるだろうか。こ

---

<sup>1</sup> 昭和期のはじめから高度成長期までは、母親たちは家業あるいは家事に忙しく、こどもに手をかけるのはあたりまえではなかったという観点から比較した場合。

もに家事をさせるという行為から、現代あるいは未来社会の価値体系の一端がみえてくるだろう。

本研究では、このような視角のもとで、こどもに家事をさせるということが、母親の属性/生活状態や意識などと、どのようなかわりを持つのかを分析する。また、こどもにとって家事をするということが、生活状態や将来への意識などと、どのような関係性を持つのかを明らかにしたい。

## 2. データ及び変数

### (1) データ

本研究で使用したデータは、(財)連合総合生活開発研究所によって1995年に行われた「小学生・中学生の生活に関するアンケート調査」である。データは、東京大学社会科学研究所日本社会研究情報センターのSSJデータ・アーカイブ(Social Science Japan Data Archive)を通じて利用申請し、入手した。

この調査は、連合の組合員及びその家族を対象としたものであることから、親の職業にはバイアスがかかっていることに留意すべきである。また、回収率はあまり高くなく、小学生親子52.8%、中学生親子44.8%である。この種の調査の常として、子育てに比較的熱心で協力的な親の回答割合が高いと考えておくほうがよい。

このようにいくつかの難点はあるものの、対象地域が全国7都道府県にわたる強みがあり、親が雇用層で、かつこどもの年齢がコントロールされた調査としては貴重である。また、本調査はこどもの生活時間調査、こどものアンケート調査、こどもの母親のアンケート調査からなっている。ここでは、のみを用いた。

### (2) 分析対象サンプル

本研究では、小学生(5,6年)のみを分析対象とした。年齢別でみたときに、日本のこどもは、小学生高学年の時、最も多くの家事をする(総務庁1996)。本調査の生活時間データでも、年齢別に比較すると中学生の方が家事をしていない。中学生になると思春期を迎えて、親のことを素直にきかなくなったり、高校受験で多忙だったり、部活動その他の課外活動がふえるなどの理由が考えられる。小学生時代に、家事をしていたこどもは、何らかの事情により中学で家事をしなくなったとしても、家事をする習慣は身に付いているだろう。母親との関連をみるのであれば、「理念的」状態により近く、こどもが最も家事をする小学校高学年に限定する方がよいと考えた。

### (3) 変数

こども調査と母親調査では、同様の質問項目があるので、いずれの回答を使うかを明示しながら、変数について述べておきたい。

#### <こどもの家事>

母親と子ども双方の調査に同じ質問があるが、ここでは子ども調査の方を使う。報告書によれば、母親の回答の方が、若干子どもは家事をやっていると答えているようだ。直前の質問文には、回答対象とするこどものことに限るという明示がなかったため、「対象とする子ども」以外の子を念頭においた回答も含まれている可能性もある。また、生活時間調査は、家事の項目が細分化されていないし、1日平均が少なくこどもの日常的な行為としてとらえるには少々難しいデータと考え、使用しなかった。

質問では、「家の仕事でふだんしていること」10項目のリストから全て選ぶ形式であったので、その合計数をカウントし「こどもの家事数」という変数を作成した。家事をさせるという教育の目標は、特定の行為がよりよくできるというよりも、どの行為も全般にこなせることにおかれるから、家事をよくやっている子どもかどうかは、この変数で判断できると考える<sup>2</sup>。

#### <属性変数>

順位尺度として扱える変数としては、「父親学歴」、「母親学歴」、「都市規模」、「母親の就労状況」、「同居の子ども数」、「兄弟順位」を分析に用いた。

「学歴」は、中・高卒、専門・高専・短大、大学卒の3区分とした。「都市規模」は、首都圏・京阪神圏・100万人以上の都市・10万人以上の都市、その他の市町村の3区分とした。

「母親の就労状況」は、正規従業員、パート、内職・家業、専業主婦とした。いずれの変数も、もとの選択肢を統合してカテゴリーを少し減らしている。「同居の子ども数」は、4人を上回ったものは、すべて同一カテゴリーとした。

また、名義尺度となる変数としては、「こどもの性別」、「母親職業」、「父親職業」、「居住地域」、「親との同居の有無」を用いた。「職業」は、調査票のままの5区分で、生産・技能・現業、専門・技術、事務、営業・販売・サービス・保安、運輸・通信となっている。「居住地域」は、調査票の選択肢には10地域あるが、実際には北海道、東京、長野、静岡、富山、大阪、宮崎の7都道府県のみが調査地域となっている。「親との同居」とは三世同居かどうかを問うものである。

以上の属性変数は、「こどもの性別」をのぞいてすべて母親調査票の変数である。

#### <母親の意識や生活状態にかんする変数>

「父および母の教育干渉度」については、こどもの目からみた親の像をとらえるため、「お父さんやお母さんについて」という質問項目への同意数を加算し、3段階の干渉度とした。また、母親票の「教育に対する考え方」と「受験や学歴社会にたいする考え方」という質問項目をあわせて、主成分分析によって縮約した合成変数を作成した。計12の質問項目から、5つの軸が抽出された。各々の軸への因子得点をあらためて「教育にたいする考え

---

<sup>2</sup> 例えば、料理など特定の家事行為のみに特化するというやり方は、職業すなわちペイドワークへ向かう教育とみたほうがふさわしい。

方」とした。表1に、母親の教育に関する意識の主成分分析による成分行列を示した。

「こどもに対する態度」は、母親の側の認識である。5つの質問があり、思う/思わないの2値変数である。「テレビの視聴時間」は、母親自身についての質問である。選択肢の中間値を使い5段階の変数に加工した。

<こどもの意識や生活状態にかんする変数>

こどもの習い事は、母親票の回答による。学業関係以外の「おけいこ・課外活動数」をカウントした変数と、「塾・家庭教師」に通わせているかどうか、という2変数に加工した<sup>3</sup>。「身の自立度」は、こども票で4項目のふだん家でしていること、という質問への肯定的回答数を合計したものである。

以下はすべてこども票の回答による。「希望の進路」は、学歴の目標を問うものとなっている質問のため、6段階の順序スケールと解釈した。「将来への意識」は、6つの質問項目からなり、5段階スケールで問われている。「健康状態」は、14項目のストレス状態があるかないかを問う質問であったので、ストレスの数をカウントした。

表4-1 主成分分析による成分行列：母親の教育に関する意識

	教育制度 批判	受験勉強 肯定	学歴主義 批判	公教育 信頼	ゆったり 教育肯定
今の教育はこどもの個性をつぶしている	.699	.165	5.660E-02	.145	4.145E-03
今の教育はこどもを管理しすぎている	.658	.114	.140	.291	-.106
こどもの評価が成績でなされている	.625	.358	-8.25E-02	.125	-.132
受験勉強は本当の勉強ではない	.569	-.313	-.164	-8.86E-02	.289
受験勉強は学んだことをまとめるよい機会だ	-.445	.550	.204	.252	.129
受験勉強は人間をきたえるよい機会である	-.318	.474	.241	.434	.402
実力さえあれば大学に行かなくても困らない	.137	-.388	.688	.113	.124
大学に入れないといいところに就職できない	7.737E-02	.370	-.711	1.061E-02	5.544E-02
塾が必要なのは学校が授業をしっかりとしていないから	.272	.346	9.247E-02	-.537	.483
サラリーマン化した無気力な教師が多い	.364	.327	.369	-.426	7.277E-02
今のこどもには自由時間が少なすぎる	.377	.179	.125	.244	-.445
小学生のうちには受験勉強などしないほうがよい	.278	-.346	-.235	.440	.568

### 3.分析の方法

#### (1)統計手法

主に被説明的に扱った変数は、「こどもの家事数」である。被説明変数の分布について調べてみたところ、6個以上やっているこどもがやや少なくなっているものの、かなり正規分布に近い形状をしている。

あらかじめ特別扱いをした変数は、「こどもの性別」である。家事にかんするジェンダーギャップは、こどもにおいても大きいことが確認できた。そのため、他の変数との関連性をより詳細にみるために、性別に分析を行うこととした。

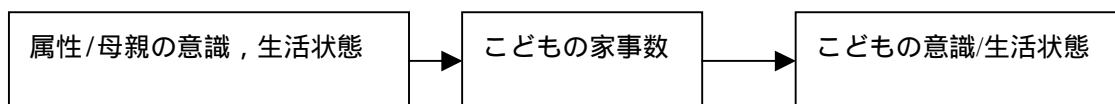
<sup>3</sup> 塾は補習、進学の双方を含む。通信添削は、含んでいない。

つぎに、＜属性変数＞＜母親の意識や生活状態にかんする変数＞＜こどもの意識や生活状態にかんする変数＞と、「こどもの家事数」との関連をみる。間隔尺度/順序尺度として扱える変数はスピアマンの順位相関、名義尺度の場合には、一元配置分散分析を行った。

その後、一般線形モデルあるいは回帰モデルによって、各変数相互の相対的な強さを検証し、解釈を深める。

## (2) 分析モデル

本研究は、「こどもに家事をさせるということ」をめぐって、母親側の要素とこども側の要素双方との関連をみようとしている。想定している因果関係をモデル化すれば、概ね下記のようなになる。



属性変数は、母側の要素であるところではみなしているが、同居しているこどもにとっても共有されているものがある。因果の方向性については、論理的には逆の想定もできる。例えば、性別はこども側の要素の1つである。ここでは、女の子が家事をするかどうか、という事実には「生物学的性別による嗜好の差がある」とは想定していないということになる。また、「家事をよくする子の母親は、働きに出やすい」という仮説も想定していない。親はこどもを教育する立場であり、家事をさせることはこどもになんらかの影響をあたえる、という因果関係を前提としたモデルにそって、以下では分析を行った。

## 4. 分析結果

### (1) 記述統計

「こどもの家事数」には、男の子と女の子で明らかな差がみられる。(表4-2参照)こどもの性別は、家事数を説明する最も重要な変数である。現代の家事におけるジェンダー区分は、将来の世代にも根強く影響を与えているようだ。ただし、平均にして0.5程度という差は、親世代の男性/女性の現状からみればあまり大きくない。標準偏差からもわかるとおり、個人差もかなりある。

むしろ、分布型には性差があらわれている。男の子は家事数0の子が1割程度おり、平均3からゆるやかに減衰する。他方女の子は、0の子が5%未満で平均3.5から急激に減衰する。つまり、「家事をしない女の子」は、男の子に比べるとやはり少ないのである。

表4-2 こどもの家事数にかんする記述統計量

性別	平均値	度数	標準偏差	最小値	最大値	尖度	歪度
男の子	3.02	204	1.76	0	8	-.484	.133
女の子	3.53	214	1.90	0	10	.318	.400
合計	3.28	418	1.85	0	10	.075	.306

表4-3 こどもの家事数の性別による一元配置分散分析

	平方和	自由度	平均平方	F 値	有意確率
グループ間	26.998	1	26.998	8.015	.005
グループ内	1401.253	416	3.368		
合計	1428.251	417			

< 属性変数 >

都市規模でみると、やや中小都市に住む割合が低くなっている。学歴は、父が高卒以下 61%、4 大卒以上 28%、母が高卒以下 57%、4 大卒以上 9%となっている。父親の平均年齢が 41 才であることからみて、同世代の日本の平均的な学歴分布と近似している。母親の就業状況は、正規従業員 40%、パート 28%、内職・家業 9%、専業主婦 22%であった。有職率は、こどもを持つ母親のサンプルとしては、比較的高い。「母親職業」をみると、営業・販売・サービス・保安、運輸・通信の 2 区分が少なく、あとはほぼ均等となっている。「父親職業」は、母親とほぼ同じ傾向であるが、事務職がもっとも多く、約 3 割を占める。専門・技術職も 18%いるので、雇用者層に限定されるとはいえ比較的職業分布は広いようだ。「居住地域」については、大阪が 21%、富山が 19%とやや多く、北海道は 8%と少ない。「親との同居」をしている世帯は、45%となっている。

< 母親の意識や生活状態にかんする変数 >

こどもたちからみて、教育上の干渉をしないと思われる父親は 35%、母親は 15%であった。「いつも宿題などをおしえてくれる」父親は 46%で、「遊んでばかりいて」としかったり、「勉強しなさい」というのは、3 割にみえない。一方、「いつも宿題などをおしえてくれる」母親は 56%で、「いつも遊んでばかりいて」としかるのが 44%、「勉強しなさい」というのが 62%と、父親との差が大きい。母親自身の認識として似たような質問項目があり、「自分はこどもの勉強や成績についてうるさく言う」かどうかを問うている。クロス集計をすると、確かに相関は高いが、すれ違いも大きいようだ。こどもからみて 62%が干渉する親なのに、自分がうるさい親だと答えたのは、38%にすぎないからである。

< こどもの意識や生活状態にかんする変数 >

「おけいこ・課外活動数」は、平均で 2.2 であった。こどもたちは、様々な活動で忙しい。「塾・家庭教師」は 25%がいずれかに通っている。小学 5 年生を対象とした調査データで（ベネッセ教育研究所 2002）、通塾率は、郡部で 21%、地方都市 34%であったのと比較すれば、やや低めのデータといえるかもしれない。「健康度」をみると、平均で 4 つのストレス状態にあり、何も健康状の問題がないと答えた子は、たった 8%しかない。かなり高いストレス状態にあるといえるのではないだろうか。「自立度」は、1 つか 2 つはできている



子で約 63%をしめている。学歴の希望をみると、大学以上を希望している子が約半数。1990年代半ばの進学率をほぼ反映した分布である。こどもたちは、小学校高学年の時点で現実的な将来の学歴イメージを持っているようだ。

## (2) こどもの家事数との相関

性別は、こどもの家事数を説明する最も重要な因子であることはすでに述べたとおりである。また、単に関連が強いということだけではなく、「女の子に家事をさせる」と「男の子に家事をさせる」ということは、性別役割分業のある社会の中では、意味合いが異なる可能性が高い。したがって、以下の分析では、性別ごとに行う。

### < 属性変数 >

スピアマンの順位相関を行ったところ、男の子については、いくつかの変数で関連がみられた。親の学歴に関しては、父親と母親の双方ともに、高学歴な親ほど男の子に家事をさせている。また、父親の年齢が、若くなるほど家事をさせている。母親の就労状況は、関連がみられなかった。親の同居別にみても、同様の結果であった。こどもの家事を二エズの面から要求する親は、現代では多くないようだ。

一方、女の子は、属性変数のなかで、家事数と関連した変数が全くなかった。

表4-4 家の仕事数とのスピアマン相関係数：属性変数

		都市規模	母親学歴	父親学歴	母親の就労状況	兄弟順位	こども数	父親の年齢
男の子	相関係数	.089	.169**	.147**	.022	-.094	.071	-.123*
	N	188	186	197	203	203	203	190
女の子	相関係数	.053	-.002	-.107	.031	.041	.005	-.034
	N	199	199	208	213	211	212	196

\*\*\* P<0.01    \*\* P<0.05    \* P<0.1

### < 母親の意識や生活状態にかんする変数 >

順序変数のうちで、母親の意識や生活状態とこどもの家事数の相関が得られたのは、女の子の「公教育信頼意識」のみであった。この変数は、具体的には「塾が必要なのは学校が授業をしっかりとっていないから」と「サラリーマン化した無気力な教師が多い」という2つの質問に対して、否定的に反応している主成分軸への因子得点である。教育は学校に頼っていれば、大丈夫と考えている母親が、女の子に家事をさせているということになる。

公教育信頼意識は母親の学歴とも関連がみられた。中・高卒の母親が公教育に対しては信頼性が低く、専門学校・短大卒の親が最も信頼性が高い。ただし、学歴は女の子の家事数と関連していない。

表4-5 家の仕事数とのスピアマン相関係数：母親の意識や生活状態

		TV視聴時間	公教育批判意識	受験勉強肯定意識	学歴主義批判意識	公教育信頼意識	ゆったり教育肯定意識	父の教育干渉度	母の教育干渉度
男子	相関係数	.037	-.001	.011	-.009	-.007	.080	.003	-.023
	N	203	197	197	197	197	197	201	202
女子	相関係数	-.005	-.040	-.018	.092	.162**	-.049	.027	.045
	N	214	209	209	209	209	209	212	210

\*\*\* P<0.01 \*\* P<0.05 \* P<0.1

< こどもの意識や生活状態にかんする変数 >

母親側の要素に比べると、家事数とこどもの意識や生活状態の間には、比較的是っきりとした相関がみられた。

自立度は、性別にかかわらず家事数と関連がみられた変数である。自立度は4項目からなっており、そのうち「自分のまわりや部屋の片づけをする」という項目は、家事のなかの「自分の部屋のそうじ」と重なっているため、ある程度関連がみられて当然である。けれども、これだけはっきりと相関がみられる理由を1項目に求めるのは無理がある。家族のためにしてあげられる家事ができるならば、自分のこともできると解釈できるだろう。

さらに、男子にかんしては、「仕事ひとつにうちこみたい」、「新しいことや難しいことにチャレンジしたい」という意識と正の相関があった。後者は、女子にも弱い相関があった。女子にとっては、「やってあたりまえ」の家事を、男子はクリエイティブなものとうけとめているのかもしれない。逆にいえば、小学生にさえ、性別分業という規範がゆきわたっているという実態の裏返しなのかもしれない。家事を日常的な行為と考えたとき、「のんびりと平和に生きたい」という意識と、むしろ関連してもよさそうなものである。男子にとって、家事は「非日常」的なものと感じられているからこそ、unpaid workの行為水準が、paid work的な価値観と関連を持つのだろうか。

表 4-6 家の仕事数とのスピアマン相関係数：こどもの意識や生活状態

		希望の進路	お金持ちになって豊かな生活をおくりたい	高い地位につきたい	社会や人々のために役立つことをしたい	仕事ひとつにうちこみたい	新しいことや難しいことにチャレンジしたい	毎日をのんびりと平和にしたい	健康度	自立度	おけいこ課外活動数	塾・家庭教師
男子	相関係数	.069	-.052	.020	-.075	.141**	.259***	-.113	-.064	.304***	-.013	-.079
	N	195	200	199	200	199	199	200	199	204	204	204
女子	相関係数	.048	.007	.086	-.102	-.008	.113*	-.007	.104	.267***	-.038	-.011
	N	208	213	212	213	213	213	213	213	214	212	212

\*\*\* P<0.01 \*\* P<0.05 \* P<0.1

### (3) こどもの家事数の一元配置分散分析

名義尺度である変数は、こどもの家事数を従属変数として一元配置分散分析を行った。まず、小学生全体のサンプルを対象に一元配置分散分析を行ったのち、性別のグループごとに分析を行った。こどもの意識や生活状態にかんする変数には、名義尺度のものはない。

全体のサンプルでもっともF値が大きくなる変数は、やはり性別である。こどもの家事数を説明する最も重要な説明変数が、こどもの性別だといえるだろう。

表4-7 こどもの家事数の性別による一元配置分散分析

	平方和	自由度	平均平方	F 値	有意確率
グループ間	26.998	1	26.998	8.015	.005
グループ内	1401.253	416	3.368		
合計	1428.251	417			

#### < 属性変数 >

女の子については、関連する変数がなかった。男の子については、父親職業と居住地域と関連がみられた。父親職業では専門職・技術職が多く、事務職が少ないという違いがあった。学歴とあわせて考えると、階層的指標と男の子の家事数が関連しているとみられる。母親職業とは、関連性がみられなかったのは、女性の学歴と就労状況が対応していない現状を反映しているのであろう。

意外なことに、男の子に家事をさせるかどうかは、都市規模では関連がないのに、地域性と関連していた。分散分析後の多重比較によれば、宮崎と東京では、男の子に家事をさせる傾向があり、富山でさせない傾向がある。じつは、居住地域は他の属性変数とも関連がみられる。母親の就労状況にも、居住地域とのはっきりした関連がある。宮崎と東京では、フルタイム就労者の割合が非常に低く、パートタイム就労者と逆転している。富山ではフルタイムの割合が、じつにパートの5倍以上となっている。母親が就労している地域ほど、男の子に家事をさせていないことになる。富山の親は学歴が低い傾向にあるが、宮崎の親も学歴が低いので、関連のしかたには独立性がある。学歴は、むしろ都市規模と関連しているからである。

富山は、初婚年齢が若く、共働き率日本一の教育県であり、保守的な意識が根強いといわれる地域である。ここまでのデータ分析と合わせて解釈すると、母親はペイドワーク中心の生活を送りながら、息子にも同様の価値を伝えているように思われる。

表4-8 こどもの家事数の一元配置分散分析：属性変数

	男の子				女の子			
	度数	平均	標準偏差	F 値	度数	平均	標準偏差	F 値
父親職業	180	2.95	1.73	2.158*	188	3.53	1.90	.775
母親職業	107	3.00	1.61	1.943	109	3.49	1.97	.320
居住地域	202	3.01	1.76	2.391**	211	3.50	1.87	.433
親との同居	203	3.00	1.76	.998	212	3.52	1.91	1.472

\*\*\* P<0.01 \*\* P<0.05 \* P<0.1

<こどもの意識や生活状態にかんする変数>

いくつかの変数で、関連がみられた。男の子については、母親の認識による「こどもに対する態度」のうち、「こどもにいろいろなことを話す」、「やさしくあたたかい親」ほどこどもが家事をしており、女の子については、「こどもの気持ちをよくわかっている」と、「やさしくあたたかい親」ほど家事をしている。

おそらく、母親と性別が同じ娘の場合には、「いろいろなことを話す」傾向がもともと強いので、こどもとのコミュニケーションがなりたっているかどうかは、「気持ちをよくわかっている」という項目にあらわれたと考えられる。他方、息子の場合は異性であり「わかっている」というにはややおこがましい年齢となっているため、「いろいろと話す」という項目に現れたのではないか。

つまり、「母親がこどもに家事をさせるということ」は、性別にかかわらず、こどもとのコミュニケーションがとれている状態となんらかの関連性があるといえるだろう。学齢期のこどもへの友好的態度は、こどもからみた父親の職業や学歴と関連をもっていた(品田 2001)。こどもに家事をさせるということと、こどもといっしょに遊んだりする友好的態度とは、変数の関連のしかたに共通点がある。

この変数は母親側の認識であるから、多少割り引いて考えなくてはならないにせよ、いわゆる「教育ママ」的な「勉強や成績についてうるさくいう」「こどもに対してはきびしい」という態度とは関連がない、という結果は注目に値する。つまり、このような「教育ママ」的態度と、「家事をさせるママ」は対立的な存在ではない。立身出世のために、「家のことはいいからとにかく勉強しなさい」という母親は一般的とはいえない。「パーフェクト・チャイルド」(広田 1999)願望の中に、「家事ができる」ことも加わっていったと考えることもできるだろう。

表4-9 こどもの家事数の一元配置分散分析：こどもに対する態度

	男の子				女の子			
	度数	平均	標準偏差	F 値	度数	平均	標準偏差	F 値
こどもの気持ちをよくわかっている	202	3.03	1.77	1.793	213	3.51	1.88	4.653**
勉強や成績についてうるさくいう	203	3.02	1.77	.655	214	3.53	1.90	.011
こどもに対してはきびしい	203	3.02	1.77	2.540	214	3.53	1.90	.054
こどもにいろいろなことを話す	202	3.03	1.77	8.605***	214	3.53	1.90	2.098
こどもに対してやさしくあたたかい親	200	3.05	1.76	6.287**	214	3.53	1.90	3.314*

\*\*\* P<0.01 \*\* P<0.05 \* P<0.1

#### (4) 一般線形モデルによる分析：男の子

男の子の家事数と関連がみられた変数をすべて用い、一般線形モデルによる分析を行った。交互作用項を含むものは、このモデルには示していない。ただし、交互作用項のうち、有意確率が基準を満たしたものはひとつもない。すべての変数を独立としたモデルのほうが、安定感があった。

モデルの説明力は、調整済みR<sup>2</sup>乗値が、最高で0.161なので、あまり高いとはいえない。ただ、被説明変数のとりうる数値範囲が小さいということを考慮すれば、期待される程度の説明力は得られたといえよう。

最も説明力のある変数は、「こどもにいろいろなことを話す」という親の態度であった。どのモデルでも、p値は0.01を下回っており、F値が際立って大きい。そして、この変数は、父親年齢と微弱な相関を持つ以外は、他と関連性がない。属性から離れた意識変数としてとらえられる。母親がこどもに話す内容はもしかすると単なる愚痴かもしれないけれど、こどもに自分の状況が伝わっているということが、家事をさせるうえで大事なことなのだろう。いっぽう、分散分析ではF値が比較的高かった「やさしくあたたかい親」という変数は、独立した変数とはいえないことがわかった。

学歴は、「こどもに話す」という態度について、関連性が高い変数のひとつである。学歴については、母親と父親に交互作用があるため、いずれかひとつずつを投入した。また、この年代では大卒の母親は少なく、父親の専門学校・短大卒が少ないので、カテゴリーを短大・専門学校と大卒と統合した。概ね母親の方を用いたモデルの方がF値が高い傾向にあるようだ。

居住地域は、どのモデルでもF値が高く、p値が低い変数である。やはり、都市規模ではなく、地域性が反映しているようだ。居住地域は、父親の学歴と職業とは弱い関連があるが、母親学歴とは関連がない。他の属性からは独立した「男の子に家事をさせる」ことに対する地域の規範があるのではないか。

父親の年齢は、ここでは共変量としてモデルに投入した。入れることによって、モデルの説明力は確実にあがっており、若い親ほど男の子に家事をさせることに抵抗がなくなっているといえそうである。年齢と学歴は、相関は検出されなかったけれども、一般には若いほど学歴があがる。ただし、ここではこどもの年齢を固定しているので、低学歴の親の方が若い親となる傾向が高まる。両者の効果が相殺されるため、相関が検出されないのかもしれない。理由ははっきりしないが、学歴と年齢を同時に投入するとどちらかのp値が大きくなってしまう。年齢は量的変数であり他の変数はカテゴリカルな変数で形式が違いすぎるため、どちらの影響が大きいのかという点については、あまり明快な解釈はできない。

父親の職業も重要な変数である。最も家事をする専門・技術職の父親を持つ男の子の家事数平均は3.7で、最も少ない運輸・通信職の父親を持つ子の家事数平均2.56と実に、1.14もの差がある。専門・技術職の父親を持つ男の子の平均値は、女の子全体の平均値3.53を上回っているのである。性別の差が0.5でしかないことと比較すると差も大きい。父職を階層とみなすと、家事にかんしていえば男の子にとって、階層差は性差よりも大きいといえるかもしれない。

表4-10 こどもの家事数の一般線形モデルによる分析：男の子

モデル番号	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
	F 値	F 値	F 値	F 値	F 値	F 値	F 値	F 値	F 値	F 値
修正F値	3.252***	3.220**	3.174***	3.093***	2.877***	2.680***	2.804***	3.171***	3.078***	3.219***
Intercept	264.1***	17.00***	256.5***	275.1***	19.54***	325.6***	10.50***	289.0***	15.13***	14.84***
母親学歴	4.974**	1.926	3.350*	3.109*	2.478	4.075**	3.641*			
父親学歴								2.967*	2.321	
父親職業	2.837**	2.413*	2.468**	1.523	2.366*	2.332*		2.252**	2.084*	2.673**
父親年齢		5.037**			5.973**		1.475		3.536**	3.577*
居住地域	2.900**	3.489***	3.036***		3.428***	2.891**	2.011*	2.611**	2.849*	2.973***
こどもに話す やさしく暖かい	8.062***	7.156***	8.458***	7.213***			5.351**	9.339***	8.149***	8.454***
R2乗	.226	.234	.205	.107	.198	.163	.136	.190	.218	.202
調整済みR2乗	.156	.161	.140	.072	.129	.102	.088	.130	.146	.139

\*\*\* P<0.01 \*\* P<0.05 \* P<0.1

### (5) 回帰モデルによる分析：女の子

女の子の家事数と関連が検出された変数は、わずか3つである。いずれも量的変数として扱えるので、回帰モデルで分析した。モデルの調整済みR2乗値は、最大で0.42であるから、十分に説明できたとはいえない。男の子とのこれほどの違いは、被説明変数の分布型の特徴だけに帰することはできないだろう。女の子にとって、家事をさせるということは、この調査で問われていない変数が関連しているようだ。

男の子では、最も重要だった「こどもにいろいろなことを話す」という変数であったが、女の子のモデルでは、独立した変数のひとつとはならなかった。娘に家事をしてもらいたいと思ったら、「いろいろなことを話す」よりも「気持ちをわかってあげる」方が効果的である。小学校高学年は、男の子より一足早く女の子は思春期に入りかけている。母と娘の関係も、すでに難しい年齢だということも関係するのだろう。

公教育信頼意識と家事数が関連するという事実は、現代の公教育が実際にはそれほど「学業中心」でないという現実と照らし合わせると理解しやすい。日常的な家事的行為をきちんとこなすことと、こまごまとした日常的気配りを求められる公教育は相性がよいのかもしれない。いずれにせよ、ここで理解できた最大のポイントは、女の子に「家事をさせる」という教育的態度が、母親の属性には一切関連がない、ということになる。

表4-11 こどもの家事数の回帰モデルによる分析：女の子

モデル番号	1	2
	β	β
公教育信頼意識	.166**	.172**
こどもの気持ちをよくわかっている	.133*	.141**
こどもにいろいろなことを話す	.037	
R2乗	.052	.051
調整済みR2乗	.038	.042

\*\*\* P<0.01 \*\* P<0.05 \* P<0.1

## 5. 結論および考察

### (1) こどもに家事をさせる母親

「こどもに家事をさせるということ」は、母親にとってもう一つの教育的態度たりえるだろうか。分析によれば、現実社会の公的領域：paid work/私的領域：unpaid work の区分ほどには、母親にとって対立した概念ではない。連合総研の報告書によれば、家事手伝いをしないこどもは「スポーツ」や「習い事」の時間がやや長い傾向があるという指摘がなされていたが(連合総合生活開発研究所 1996)、その差は統計的に検出できるほど大きいものではなかった。

ところで、同じ「こども」といっても、「男の子に家事をさせること」と、「女の子に家事をさせること」は、親にとってもこどもにとっても異なる意味を持っている。モデル分析から理解できるように、共通の変数は1つもなかった。それほど、子育ての現場はジェンダーにとらわれている。残念ながら、未来世代を育てるにあたって、性別役割分業観が大きく変化している兆しは感じられない。それでも、個人差はかなり大きいといえるだろう。変数によっては特定カテゴリーの差が性差を上回るものもあるからだ。以下では、こどもの性別ごとに考えてみたい。

「男の子に家事をさせること」は、母親の意識とはほとんど関係がないようである。「こどもにいろいろと話す」という変数は、むしろ生活状態を反映しているとみたほうがよい。教育に対する意識変数群と全く関係が検出されないことからいえるように、「おしゃべりな母親」といったパーソナリティのあらわれかもしれない。

まったく別の変数群として、学歴や父親職業などの階層にかかわる変数との関連はどう解釈すべきか。高学歴で専門技術職の夫を持つ母親は、男の子に家事をさせている。じつは、この傾向は「家事に参加する夫」の属性と同じなのである。(岩井・稲葉 2000)残念ながら、このデータでは、父親が家事をするかどうかをたずねる項目がないので、関連性が直接検証できないが、父親の家事参加と「男の子に家事をさせること」が関係している可能性がある。かりにそうであれば、「家事をさせたい」という母親がいたとしても、自身の教育的態度だけで男の子に家事をさせられるかどうかは怪しくなる。父親の態度の方が、こどもに影響を与えているかもしれないからである。

もう1つ、母親が主体性を持って教育する難しさが「居住地域」という変数との関連性からうかがえる。こどもは、常に家族の外で「家事をすること」がどう扱われるかを感じ取って生活している。地域性は、意外なほど影響がある。「男の子に家事をさせたい」と考えるなら、住む場所を選ぶべきなのかもしれない。

つぎに、「女の子に家事をさせる」ということについては、限定的な解釈しかできない。それでもあえて考察を加えるなら、「男の子に家事をさせる」ことと決定的に異なり、母親および父親の属性、地域性が全く関係しないことが重要である。仕事をする/しない、大学卒/高卒といった属性変数が子育ての態度の1つに関係がないのである。この年代の母親集団を理解することは大変難しい。

「女の子の家事数」と関連が検出された 2 つの意識変数からは、性別役割分業の現状に不満のない母親が、娘と仲良く家事をこなしているという関係が想像できる。たとえ母親が実態として家事を全面的に引き受けていたとしても、そのことに不満が感じられれば同じ性である娘は母に同一化しにくい。「こどもの気持ちをよくわかっている」という関係は、「こどもを生むなら女の子がいい」という風潮や、女同士分かり合える関係性をつくること、家事をさせることが結びついている様を思わせる。

## (2) 家事をすることも

母親が、家事をさせるということを教育的態度と意識しているかどうかはともかく、家事をしている（あるいはさせられている）ことが、こどもに与えている影響は確実にあるようだ。

まず、「こどもの家事数」を経由せずに、母親の属性や意識などの変数が「家事をすることも」の特徴に影響を与えていないかどうかを確認しておかなくてはならない。「男の子に家事をさせる」とことに関連した変数のうち、男の子の場合には、居住地域のみが「新しいことや難しいことにチャレンジしたい」という意識と微弱な相関があった。他変数では、関連性は検出されなかった。女の子の場合は、「こどもの気持ちをよくわかっている」とことと「自立度」が関係していた。この関係性は、むしろこどもの家事数を介したほうが解釈しやすい。つまり、家事をすることそのものが、性別を問わず、こどもの意識や生活状態に影響を与えると解釈してよいだろう。

「新しいことや難しいことにチャレンジしたい」とか、「仕事ひとすじにうちこみたい」という変数は、むしろ公的領域：paid work へと向かう、ポジティブな価値である。「家事をさせること」による教育効果は、私的領域：unpaid work にとどまらない。もちろん、大きな教育目標の 1 つである自立度も、家事をさせることとの関連性がみられる。「家の仕事を手伝いましょう」という学校のスローガンも、あながち無視はできないようである。

## 6. おわりに

子育てを実際にほとんど行っている母親なのに、なぜか子育てのあり方と母親の関係を分析すると母親の影がうすいように感じられる。母親の就業状態は、子育てのしかたに関連しないのが常である。一方、必ず出てくるのが夫の学歴や職業である。あたかも家族の子育て方針は夫によって決められるかのように。母親は、主体的に子育てしているかのようにみえて、じつは世帯の職業階層にふさわしい様式で、子育てをさせられているという側面があるのではないか。一般に、高学歴の母親は、夫の学歴や職業階層が高い傾向にあるので、子育てに手をかけることが周囲から当然視されると、自分の就業との両立には困難が付きまとうことになるだろう。



### <参考文献>

- ベネッセ教育研究所(2002) 研究所報 vol.27 『第3回学習基本調査報告書・小学生版』.
- 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.
- 岩井紀子・稲葉昭英(2000) 『家事に参加する夫, しない夫』 日本の階層システム4 ジェンダー・市場・家族.
- こどもの体験活動研究会(2000) 『こどもの体験活動等に関する国際比較調査』.
- 日本女子社会教育会(1995) 『家庭教育に関する国際比較調査報告書-こどもと家庭生活についての調査』.
- 連合総合生活開発研究所(1996) 『こどもの生活時間調査研究報告書』.
- 品田知美(2001) 「母親の就業と子育て-学齢期のこどもへの態度から」 渡辺秀樹編 『家庭生活についての全国調査報告書(NFR98) No.2-2 現代日本の親子関係』 日本家族社会学会全国家族調査(NFR)研究会.
- 品田知美(1999) 「日米女性の家事時間-家族における近代の位相」 『社会学評論』 50(3):86-98.
- 総務庁青少年対策本部(1996) 『子供と家族に関する国際比較調査報告書』.
- 渡辺秀樹(1999) 「戦後日本の親子関係-養育期の親子関係の質の変遷」 目黒依子・渡辺秀樹編 『講座社会学2 家族』, 東京大学出版会.
- 矢野眞和編著(1995) 『生活時間の社会学 - 社会の時間・個人の時間』 東京大学出版会

## 第5章 「非教育ママ」たちの所在

本田 由紀

### 1. 問題関心

日本の母親の教育熱心さについては、もはや通説化している感がある。1950年代後半から60年代にかけては、「教育ママ」という言葉がジャーナリズムに登場し、その特徴や問題点が様々に論じられた(本田2000)。それから約半世紀を経た現時点でも、日本の母親は相変わらず教育熱心であるだけでなく、むしろ熱心な母親の社会的規模はいっそう拡大し、熱心さの水準は高まり、熱心さの内容はいっそう包括的になっているという指摘がしばしばなされている。

たとえば広田(1999)は、「一昔前に戯画化されたイメージで語られた『教育ママ』というよりは、むしろ、以前よりもはるかに多くの母親が、パーフェクト・チャイルドを作り上げるべくパーフェクト・マザーを目指すようになった、というイメージの方が、事態を的確に示しているだろう」(pp.122-123)と述べ、学歴取得だけでない「人格も学力も」という「全包围型」の教育関心を持つ母親がここ数十年の間に増加していることを指摘している。また神原(2001)の、「今や、<教育する家族>を高い水準で維持する<教育する母>としての生き方は、中間層を中心に、既婚女性たちの主要な選択肢になっていることは確かである」(203頁)という指摘、さらに品田(2001)による「いまや子どもの教育に無関心な親は少数派であり、母親という存在は個人的な生育歴によるわずかな差異でしか区別できないほど一様である」(p.73)という指摘も、日本の母親全体が「教育ママ」化しているという認識において一致している。

しかしこのような、日本の母親たちは程度やタイプに相違はあれ、基本的にはほぼすべて「教育ママ」化しているという認識(以下、「総教育ママ化」説と呼ぶ)は、現実を正確に言い当てているのだろうか。このような認識は、現実をあまりに一面的に捉えていたり、あるいは日本社会に生じつつある変化を把握し損なっていたりする危険はないだろうか。

実際に、上記のような「総教育ママ化」説に疑念を抱かせるいくつかのデータが存在する。中村(2000)は、1995年SSM調査データの分析を通じて、「子どもにはできるだけ高い教育を受けさせるのがよい」という意識が、男女ともに高卒者およびブルーカラー層において若い世代ほど直線的に減少していることを指摘している。同じデータの分析から本田(沖津)(1998)も、「教育意識は世代を下るに従って、いわば『しらける』度合いを強めながら、その中に、しらけつつも教育をあくまで一つの手段として利用しようとする層と、手段的な利用にさえ無関心を示す層とが分解しつつあることがうかがえる」(p.186)と述べている。このように、子どもの教育に対する

(母)親の熱心さは総じて若い世代ほど低下しており、若い世代の中でも特に相対的に低位の社会階層においてその低下が顕著に生じていることが指摘されているのである。

またもう一つの間接的なデータは、子どもの学習行動や教育達成における階層差の拡大に関するものである。苅谷他(2002)は、家庭の「文化的階層」に応じて、子どもの学習意欲、学習行動、学力のすべてに明確な格差があることを示している。このような子どもの意識や行動の特徴の多くが、その親の意識や行動を媒介にして形成されていることは間違いない。すなわち、少なくとも一部の家庭では、子どもの学習を阻害するような方向に働く親の考え方や行動が、以前よりも強化されているのではないかと考えられるのである。

さらに別の側面として、国際比較という観点からのデータがある。中村他(2002)は、日本と韓国の中学生・高校生の親子に対する調査データの分析から、「日本の親よりも韓国の親のほうがきわめて教育熱心であること」(p.171)、そして韓国では家庭の社会階層が親の教育態度に媒介されて子の教育達成に影響している度合いが高いが、日本では家庭の社会階層が親の教育態度を経由せず直接に子の教育達成を左右する度合いが高いということを指摘している。このような、親の教育態度の役割が日本では小さいように見えるという分析結果から、中村らは、「従来日本では『教育ママ』や『家族ぐるみの受験競争』のようなイメージもかなり流布していたが、はたしてそうした見方は今日においても通用するのだろうか」(p.172)という疑問を投げかけている。

このように、日本では(母)親の教育熱心さの全体的な後退、(母)親の意識や子どもの教育達成における階層格差の明確化という二つの現象が観察されており、それらが「総教育ママ化」説への疑問を裏付けている。ただし、「総教育ママ化」に与する論者も、こうした点を視野に入れていないわけではない。たとえば上で引用した広田(1999)は、60年代まで見られたしつけの階層差や地域差が80年代の調査でも確認されたことに対して、「階層固定化」論と「タイム・ラグ」論という2つの見方が可能であるとし、広田自身は後者の「タイム・ラグ」論、すなわち農村部や低学歴層に今でも残る放任的・寛容的なしつけ態度は時代の変化に対応しきれていない過渡的なものとみる見方を支持している(p.168)。しかし、その根拠として広田があげているのは1981年の調査結果であり、90年代以降の動向を語るデータではない。

また、やはり先に引いた神原(2001)も、同じく<教育する家族>であってもその内部には社会階層と対応した類型がみられるとし、タイプ「“典型的な”<教育する家族>」(高学歴・高所得の夫、高学歴・専業主婦、性別役割分業、十分な教育投資と教育支援が可能、<教育する家族>としての自信と満足度の高さ、子供は高い教育達成)、タイプ「“脱近代型”の<教育する家族>」(夫婦とも高学歴・専門技術職、夫婦間の分担・協力、教育投資・支援可能、教育はあたりまえ、子供は高い教育

達成), タイプ 「“新・性別役割分業型”の<教育する家族>」(夫婦ともに中学歴の中間層, 妻もパート就労, 教育投資はできるが教育支援力は十分でない, 男子は大学まで・女子は短大か専各というジェンダー観強い), タイプ 「<教育する意志はある家族>」(低階層, 教育重視だが<十分に教育することができない家族>) という4つの類型を指摘している(pp.204-5)<sup>1</sup>. これら4つの類型は多数の変数の組み合わせから構成されているため, それらを筆者が再整理したものが表5-1である.

表5-1 神原(2001)による<教育する家族>の4類型

	タイプ	タイプ	タイプ	タイプ
夫学歴	高	高	中	低
夫職業	(記述なし)	専門技術	中間層	主に労働者
夫収入	高	(記述なし)	中	低
妻学歴	高	高	中	低
妻就労形態	専業主婦	フルタイム	パート	(記述なし)
妻職業	専業主婦	専門技術	中間層	(記述なし)
ジェンダー観	強	弱	強	(記述なし)
教育する意志	強	強	あり	あり
教育投資能力	大	大	可	小
教育支援力	大	大	小	小

注) 神原(2001)の記述を筆者が整理したもの.

この類型化は, 階層変数だけでなくジェンダー観にも目配りしていることや, 「教育する意志」, 「教育投資能力」, 「教育支援力」の三者をそれぞれ別個に概念化した点など, 参考となる点も多い. しかしこの類型化に対しては, 第一に, このような諸特徴を備えた各類型が現実に観察されうるのか, 第二に, 類型はこれだけなのか, という二つの疑問が生じる. これらの疑問は, 先に述べた「総教育ママ化」説への疑問と密接に関わっている. すなわち, この類型化では, すべての類型が程度の差はあれ「教育する意志」を共有していることが前提とされている. 確かに, この類型化のベースとなっている神原・高田(2000)の調査結果においては, 「子どもには, できるだけよい教育を受けさせたい」という項目に対して「あてはまる」と答えた母親は45%, 「どちらかといえば, あてはまる」と答えた母親は40%で合計85%に達している. しかしここで注意すべきは, この質問のワーディングにおける「よい」という漠然と価値的な言葉であり, このようなたずね方をされれば条件反射的に肯定の回答が誘発される可能性である<sup>2</sup>. 言い換えれば, この質問への反応をもって実質的な「教育する意志」ないし教育熱心さの指標とすることには問題がある. その傍証となるのは, 同じ調査において「子育てには, 十分にお金と時間をかけたい」という質問項目に対

<sup>1</sup> このような神原の類型化については, 本報告書第1章でも平尾が紹介しているので, 参照されたい.

<sup>2</sup> 先に言及した1995年SSM調査では, 「子どもにはできるだけ高い教育を受けさせるのがよい」というワーディングを用いており, 神原らの調査の「よい教育」という表現に比べて, 教育アスピレーションの表現として適切である.

しては母親のうち 18%が「あてはまる」、42%が「どちらかといえば、あてはまる」と答えているにすぎず、また「学校の成績の良し悪しが進路決定になにより重要だ」という質問項目に対しては「あてはまる」12%、「どちらかといえば、あてはまる」45%にすぎないことである（p.271）。逆に言うと、これら二つの質問については、それぞれ母親の約 4 割が否定的な反応を示しているのである。このように、子どもの教育達成の向上に躍起となる母親像とはやや異なる母親たちの存在が、神原ら自身の調査結果からもうかがえる。

以上のような問題関心にに基づき、本稿では、明らかにすべき問いを次のように設定し、それらの検証を試みる。第一に、母親たちは「総教育ママ化」しているのではなく、一部に「非教育ママ」が存在しているのではないか。第二に、そのような「非教育ママ」は、いかなる背景や理由により「非教育ママ」化しているのか。客観的な諸条件に応じて、「教育ママ」および「非教育ママ」の内部も、いくつかのタイプに分けられるのではないか。第三に、母親が「教育ママ」であるか「非教育ママ」であるかが、子どもの教育達成や意識などにどのように影響しているのか。以下ではこれらの問いを、データに基づいて実証的に検討する。

## 2. 分析枠組

### (1) 使用するデータ

本稿が用いるデータは、連合総合生活開発研究所が 1995 年 9 月に実施した「小学生・中学生の生活に関するアンケート調査」である。調査の概要は下記の通りである。データは、東京大学社会科学研究所の SSJ データ・アーカイブを通じて入手した。

調査構成： 子どもの生活時間調査

子どものアンケート調査

子どもの母親のアンケート調査

調査対象：連合組合員及びその家族の小学 5～6 年生の母子と中学 2～3 年生の母子

データ数：サンプル数 小学生親子 800 件・中学生親子 800 件

有効回収数 小学生親子 422 件・中学生親子 358 件

有効回収率 小学生親子 52.8%・中学生親子 44.8%

調査地域：北海道，東京，長野，静岡，富山，大阪，宮崎

調査方法：調査票の配布と回収は地方連合・地方総研を通じて行なわれた。上記のいずれも自記入式アンケート。

既刊報告書：『子どもの生活時間調査研究報告書』連合総合生活開発研究所，1996 年 9 月

このデータの特徴は、本報告書第 1 章で平尾が述べているように、父親の勤務先が大企業に偏っており、母親の就業率が高いことである。これらはいずれも調査対象や調査方法に由来している。また問題点は、意識に関する質問等の多くが「そう思う」

「そう思わない」という二値形式であり、回答の精度が粗いことである。

また特長は、子どもと母親のデータがペアリングされており、母親の意識や行動と子どものそれとの関係を把握できることである。

なおサンプルの中には、母親以外の家族が記入したケースが少数含まれているが、分析では除外した。その結果、分析対象とする母子ペアサンプル数は、小学生 389 件、中学生 330 件となった<sup>3</sup>。

## (2) 使用する変数と分析方法

今回の分析においてキー変数として注目するのは、母親へのアンケート調査に含まれている、「子どもへの接し方」に関する質問への回答である。この質問では、「子どもがよい成績をとるように、親としてもいろいろ手立てをこうじている」か、それとも「子どもの成績について、親として特に手を打つようなことはしていない」かを二者択一でたずねている。

この質問に注目する理由は、第一に漠然とした意識ではなく具体的な行動をたずねていること、第二に設問の内容が通説的にいわゆる「教育ママ」の主要な行動特性とされているものに合致していると考えられること、である。先述のように現代の教育ママは子どもの成績や学歴だけではなく人格形成にも注意を払い「全包围型」化しているという指摘もあるが(広田 1999)、やはり1960年頃以降、日本の「教育ママ」の特徴として常に共通して挙げられてきたのは、子どもの教育達成を向上させるための様々な努力である(本田 2000)。このような行動ないし態度を核として、それに付随する意識として人格形成をも重視するかどうか、また「手立て」の内容としてどのような方法を選択するか、そのために必要な諸資源をどの程度保有しているかなどに応じて「教育ママ」のバリエーションが生じるといえる。そうした「教育ママ」の核的な特徴、言い換えれば「教育ママ」と「非教育ママ」を弁別するための基準として、この変数を用いることはかなり妥当性があると考えられる。

ただこの質問にはいくつかの問題もある。第一に、この調査における他の多くの質問と同様に、この質問も二値形式であることである。「教育ママ」か「非教育ママ」かは、実際にはグラデーションをもつ連続的な変数であると考えられるが、この質問においてはデジタル的に分割されてしまっていることの問題性は大きい。しかし今回はそうした限界を十分意識しつつこの質問を使用することにし、「子どもがよい成績をとるように、親としてもいろいろ手立てをこうじている」と答えた母親を「教育ママ」、「子どもの成績について、親として特に手を打つようなことはしていない」と答えた母親を「非教育ママ」と定義することにする。

また第二の問題は、この質問のような具体的な行動についてのたずね方をしていても、そこには回答者の自己自身に対する主観的な評価が紛れ込むことは避けられない

<sup>3</sup> 分析に応じて、子どもの学年について無回答であった3件を含める場合がある。

ということである。すなわち、「いろいろ手立てをこうじている」か「いない」かの判断は、回答者が基準をどこに設定するかによって左右される。実際には一定の努力をしても「これくらいやるのは『手立てをこうじている』うちに入らない」と考える母親もいれば、その逆の母親も存在する可能性もある。すなわち、この質問は、個々の母親が現実として「教育ママ」であるか「非教育ママ」であるかを表わすよりも、母親が自分自身を「教育ママ」とみなすかそうでないか、という、自己認識に関する質問であると考えた方が正確といえる。こうした主観性の問題点については、他の諸変数との関係性をみてゆくことによって、客観的屬性等に依じた回答基準のゆらぎそのものをあぶり出すことを分析では試みたい。

分析の手順としては、まずこの質問への回答の分布を多重クロス表により検討し、どのような社会的特性をもつ母親において「教育ママ」/「非教育ママ」が多く出現するかをみる。続いて、母親を複数の客観的屬性の組み合わせによりカテゴリー化し、各カテゴリーにおける「教育ママ」/「非教育ママ」の分化とそれを規定する諸条件を多変量解析により探索する。第三に、こうした母親側のあり方が、子どもに及ぼす影響を及ぼしているかを、やはり多変量解析を通じて検討する。

### 3. 分析結果

#### (1) 「教育ママ」/「非教育ママ」を分化させる変数の探索

本調査サンプルの母親全体の中で、「子どもがよい成績をとるように、親としてもいろいろ手立てをこうじている」と答えた者は36.7%、「子どもの成績について、親として特に手を打つようなことはしていない」と答えた者は62.6%である。この結果を額面通り受け取れば、子どもの成績を向上させようと様々な努力をする「教育ママ」は全体の約3分の1にすぎず、残る3分の2は「非教育ママ」であることになる。ここからは、やはり現代日本は「総教育ママ化」しているわけではなく、子どもの教育に狂奔する母親は一部にすぎないという含意が得られる。

ただしすでに述べたように、そのように単純な解釈をしてよいかどうかについては慎重な姿勢をとらなければならない。そのためには、母親のうち、いったい誰が「教育ママ」としての回答をし、誰が「非教育ママ」としての回答をしているかを確認する必要がある。

表5-2は、神原が類型化に用いたものと同様の階層変数や子どもに関する諸変数を用いてサンプルを様々な集団に分割していき、その中で相対的に「教育ママ」回答が多く出現したグループを示したものである。有意差がみられなかったグループ分けについては省略した<sup>4</sup>。

<sup>4</sup> たとえば居住地の都市化の度合いによる「教育ママ」出現率に有意差はなかった。

表 5-2 グループ別「教育ママ」出現率

( [ ] 内はサンプル数 . ( ) 内は比較対象グループの出現率 )

(1)母専業主婦[140] : <b>44%</b> (正規従業員[306] : 34% , パート就労[221] : 35%)
(2)父運輸通信職[68] : <b>41%</b> (専門・技術職[145]および事務職[190] : 39% , 営業・販売・サービス・保安職[43]および生産職[184] : 32%)
(3)父勤務先 3000 ~ 4999 人[41] : <b>41%</b> (5000 人以上[218] : 36%)
(4)父大卒[185] : <b>43%</b> (中卒[30] : 27% , 高卒[414] : 34%)
(5)母大卒[64] : <b>45%</b> (専門[54] : 25% , 中卒[21] : 26% , 高卒[407] : 35% , 短大[127] : 39%)
(6)父母ともに大卒[55] : <b>47%</b> (父大卒で母短大卒[54] : 39%)
(7)母大卒で専業主婦等[21] : <b>57%</b> 母大卒で正規従業員[35] : <b>46%</b>
(8)母短大卒で専業主婦等[40] : <b>50%</b>
(9)父大卒で事務職[70] : <b>46%</b> 父大卒で専門技術職[79] : <b>44%</b>
(10)父大卒で母専業主婦等[64] : <b>50%</b> (父大卒で母正規従業員[74] : 37%)
(11)父事務職で母パート[65] : <b>47%</b> (父事務職で母専業主婦[43] : 34%)
(12)父母ともに専門技術職[40] : <b>45%</b> , 父事務職で母専門職[26] : <b>42%</b> (父専門職で母事務職[34] : 29%)
(13)子供中 2 男子 : <b>43%</b> (小 6 女子 : 30%)
(14)子ども人数 2 人 : <b>41%</b> , 1 人 : <b>40%</b> (3 人 : 31%)
(15)子供成績「上のほう」[145] : <b>41%</b> , 「下のほう」[23] : <b>48%</b> (「ふつうくらい」[295] : 30%)
(16)子供成績「上・やや上」で母大卒[44] : <b>47%</b>
(17)子供成績「下・やや下」で母高卒[48] : <b>46%</b>
(18)子供「一流大学に進ませたい」[91] : <b>56%</b>
(19)子供中学受験するつもり・した[46] : <b>64%</b>

表 5-2 の中では、たとえば(7)のように母が大卒でかつ専業主婦等(少数の内職・家業を含む)の場合には「教育ママ」出現率が 57% , (8)のように母が短大卒でかつ専業主婦等(少数の内職・家業を含む)の場合には「教育ママ」出現率が 50% , また(10)のように父が大卒で母が専業主婦等の場合には「教育ママ」出現率が 50%に達しており、父母の学歴、特に母親の学歴が高く、かつ母親が専業主婦等である場合に「教育ママ」出現率が高くなっている。しかし、それ以外の客観的変数によるグループ分けでは「教育ママ」出現率は多くとも 40%台にすぎず、比較対象グループとの差は相対的なものにすぎない。

他方で注目されるのは、(18)や(19)のように高い教育アスピレーションを示すグループにおいては、「教育ママ」出現度はそれぞれ 56% , 64%と明確に高くなっている



ことである。このことは、今回キー変数として用いている質問が、「教育ママ」/「非教育ママ」を弁別する変数として一定の妥当性をもつことを示している。

ただ表5-2のように、客観的な階層変数や子ども変数でグループ分けした限りでは、「教育ママ」が特定のグループに特に集中しているようにはみえないことから、よりソフトな母子関係に関する変数に注目する必要があることが認識される。そうした変数としてここで用いるのは、「調査対象のお子さんに対するあなたの態度」に関する質問である。この質問では、「子どもに対してはきびしい」、「子どもの気持ちをよくわかっている」、「子どもの勉強や成績についてうるさく言う」、「子どもにいろいろなことを話す」、「子どもに対してやさしくあたたかい親だ」という5つの項目のそれぞれについて、肯定/否定の二値形式でたずねている。各項目への肯定を1、否定を0と置き換えて、主成分分析（バリマックス回転法）を行なったところ、固有値1以上の主成分が2つ抽出された（表5-3）。各主成分の因子負荷量から、第1主成分を「共感主義」、第2主成分を「権威主義」と名付けた。

表 5-3 母子関係に関する主成分分析結果

	第1主成分	第2主成分
子どもに対してはきびしい	-.024	.785
子どもの気持ちをよくわかっている	.753	.003
勉強や成績についてうるさく言う	.015	.793
子どもにいろいろなことを話す	.632	.119
子どもに対してやさしくあたたかい	.739	-.163
固有値	1.524	1.275

さらに、2つの主成分の因子得点がプラスかマイナスかに応じて、サンプルを4つの母子関係タイプに分けた。すなわち、「全面型」（共感主義的+、権威主義+、223名）、「共感型」（+ -、200名）、「権威型」（- +、164名）、「希薄型」（- -、135名）である。この母子関係タイプ別に「教育ママ」出現率をみると、「全面型」54%、「権威型」42%、「共感型」24%、「希薄型」21%となり、共感主義的かつ権威主義的な「全面型」において「教育ママ」が特に多くなっている。「権威主義」的であるだけでなく「共感主義」的でもある母親において「教育ママ」が多くなっていることは、それ自体興味深い。時にきびしく、時にあたたかく、子どもに深く多面的に関わろうとするタイプの母親と「教育ママ」との親和性が強いということは、近年の「教育ママ」が「全方位型」化しているという先述の広田（1999）の指摘を支持するものである。ただしそれは、大多数の母親が「全方位型」の「教育ママ」となっていることを同時に意味するものではない。

なお、そもそもこうした母子関係タイプを分化させる要因は何かについて、多項口

ジスティック回帰により検討すると(結果の表は省略)、「希薄型」を基準とした場合、母親が専業主婦であることは「全面型」「共感型」「権威型」のいずれに対してもポジティブな効果をもっており、母親が大卒ないし短大卒であることは「全面型」に関してポジティブな効果をもっていた。父学歴や子ども数、子どもの性別など他の諸変数は母子関係タイプに対して有意な影響を及ぼしていなかった。ただし、子どもへの関わり方は、学歴や就労状況などだけでなく、子ども好きかどうかなど、母親のパーソナルな特性にも大きく左右されると考えられる。

以上の探索的な分析から、「教育ママ」/「非教育ママ」の分化を考察する際の基本的な軸として、母親が専業主婦か否か、高学歴か否か、母子関係のあり方、という3つの変数が浮かび上がってきた。と は関連が強いが、論理的には相互に独立した変数である。

しかし、専業主婦や高学歴者が「教育ママ」になりやすいということは従来から通説的に指摘されてきたことであり、これだけではまだ分析の入口にすぎない。次節では、これらの主要変数の組み合わせから母親をカテゴリー化し、各カテゴリーにおいて出現する「教育ママ」/「非教育ママ」それぞれの特徴を検討することにする。

## (2) 母親カテゴリー内部における「教育ママ」/「非教育ママ」分化要因

前節で述べたように、母親が専業主婦かどうかということと、母親の学歴という二つの変数は、「教育ママ」/「非教育ママ」を考える際にひとまずもっとも主要な変数とみなすことができる。後者の学歴については、短大卒・大卒と中卒・高卒・専修学校卒との間に断層が見出される。専業主婦か否かは母親が「教育ママ」化するための時間的資源の多寡を、また学歴は文化的資源の多寡を表していると解釈できる。神原(2001)のいう母親の「教育支援力」は、さらにこれら2つの資源に分解されうることになる。

上記の2変数の組み合わせから母親をカテゴリー化すると、高学歴専業主婦(63名、全体の9%)、高学歴非専業主婦(132名、18%)、低学歴専業主婦(130名、18%)、低学歴非専業主婦(397名、55%)となる。この4カテゴリーは、先述の神原(2001)の4類型と部分的に対応している。たとえば や については、神原の類型と今回のカテゴリーはほぼ合致している。しかし、タイプ における就業形態や職種の限定性(神原はフルタイム専門技術職に限定しているが、ここではパート就労を含め職種を限定していない)や、タイプ の就業形態の定義(神原はパート就労に限定しているが、ここでは専業主婦に限定している)などの点では異なっている。

このようなズレが浮き彫りにするのは、神原の類型の中には、専門技術職以外の職種でフルタイムで働いている高学歴の母親や、パート就業でなく専業主婦の低学歴の母親など、実際には社会の中に大きなボリュームで存在している層が適切に包摂されていないということである。この点では、本稿のカテゴリー化の方が、形式的ではあ

りながらも、網羅性が高いという長所をもつ。

上記の4カテゴリーそれぞれの中の「教育ママ」出現率は、52%、36%、39%、34%であり、の高学歴専業主婦が突出して高いが、それでも約半数であることには留意すべきである。では、各カテゴリーの内部で「教育ママ」/「非教育ママ」を分化させている要因は何なのだろうか。時間的資源および文化的資源という構造的制約をコントロールした上で、「教育ママ」/「非教育ママ」を生み出している条件とは何なのだろうか。前節では「教育ママ」の方に焦点を当ててきたが、ここでは他方の「非教育ママ」の方に注目する。表5-3は、「非教育ママ」であることを従属変数とし、階層変数、子ども関連の変数および母子関係タイプを独立変数として、母親カテゴリー別にロジスティック回帰分析を行なった結果である。

表5-3 母親カテゴリー別「非教育ママ」のロジスティック回帰分析結果(オッズ比)

	高学歴専業主婦	高学歴非専業主婦	低学歴専業主婦	低学歴非専業主婦
父高卒以下	6.637*	1.579	1.314	1.330
父勤務先規模3000人以上	0.540	1.013	0.776	1.023
母勤務先規模3000人以上	-	1.021	-	1.389
母専門職	-	0.571	-	1.299
子ども数	1.525	0.967	1.731+	1.146
子ども性別(女)	0.528	0.635	1.038	0.993
子ども小学生	3.544	4.341**	1.308	0.904
子ども成績「上」	0.653	1.656	1.519	1.140
子ども成績「ふつう」	0.240	1.795	1.440	1.971**
母子関係「全面型」	0.081+	0.099**	0.579	0.297***
母子関係「共感型」	1.912	0.162	2.977	0.936
母子関係「権威型」	0.130	0.230*	1.002	0.417*

+ : 10%水準で有意, \* : 5%水準で有意, \*\* : 1%水準で有意, \*\*\* : 0.1%水準で有意

表5-3からわかるのは、母親カテゴリーによって「非教育ママ」化する要因が異なっているということである。まずカテゴリー、すなわち時間的資源・文化的資源がいずれも豊富な高学歴専業主婦の中で、あえて「非教育ママ」になっているのは、父親=夫が高卒以下の場合であり、それよりも学歴が高い場合と比べてオッズ比は6倍を超えている。

続いてカテゴリー 3, すなわち文化的資源は豊富だが時間的資源を欠く高学歴非専業主婦の場合は, 子どもが小学生であるということが「非教育ママ」化する重要な要因となっている。加えて, このカテゴリーでは母子関係のあり方が強く影響している。時間的資源の欠如という制約条件下で, あえて子どもに強く関わろうとするか否か, 特に「全面型」の関与をしようとするかどうか, 「教育ママ」/「非教育ママ」間の分化を大きく規定している。

カテゴリー 4, すなわち時間的資源は豊富だが文化的資源を相対的に欠く低学歴専業主婦の場合は, 「非教育ママ」を生み出す要因は明確ではないが, 弱い効果をもっているのは子ども数である。すなわち, このカテゴリーでは, 「子どもが多くて手が回りきれない」場合に, 「非教育ママ」化する確率が高くなる。

最後のカテゴリー 5, すなわち時間的資源・文化的資源のいずれについても制約の大きい低学歴非専業主婦の場合, カテゴリー 1 と同様の母子関係要因に加えて, 子どもの成績を「ふつう」であると認識していることが, 「非教育ママ」化する重要な要因となっている。このような, 子どもの成績は「ふつう」すなわち「人並み」であるから, 特にそれを向上させようと手段をこじたりする必要はないと考える母親の存在は興味深い。カテゴリー 5 の中で子どもの成績は「ふつう」であるとする母親は45%を占めており, サンプル全体を母集団とするとほぼ4人に1人に該当する。このような, 子どもの教育達成の向上に向けて動員しうる諸資源も意欲も小さくなく, 「ほほど」とみなせる現状に満足している集団が, 実は日本の母親の中でかなりのボリュームを占めているのが実態であろう。

ちなみに, 子どもの成績が「ふつうくらい」と答えた母親の中で, 子どもへの希望進路として大学進学を考えていない者(「高卒で就職」ないし「短大か専門学校」と答えた者)の比率は, カテゴリー 1 では60%に達しており, カテゴリー 2 の46%, カテゴリー 3 の35%と比べても明確に高い(カテゴリー 4 では子どもの成績を「上」ないし「やや上」と答えた者が70%を超えており, 「ふつうくらい」と答えたサンプル数が16名にすぎないため除外)。カテゴリー 5 の低学歴非専業主婦にとって, 子どもの成績が「ふつう」であることは, 大学への進学を期待しない水準において「ふつう」である場合が多いのである。

以上の分析結果を, あえて単純化した表現でまとめたものが表5-4である。このように, 日本の母親の中には, 従来描かれてきた通説的イメージよりも大きな多様性が観察される。それでは, こうした母親の多様なあり方は, 次世代である子どもの行動や意識にいかなる帰結をもたらしているのだろうか。次節では, 多様な「教育ママ」/「非教育ママ」が子どもに及ぼす影響を検討する。

表 5-4 母親カテゴリー別「教育ママ」/「非教育ママ」の特徴

(【 】内はサンプル全体内での比率)

	高学歴専業主婦	高学歴非専業主婦	低学歴専業主婦	低学歴非専業主婦
教育ママ	「余裕」教育ママ 【5%】	「忙しくてもかまいたい」教育ママ(母子関係全面型) 「高校受験」教育ママ(子ども中学生) 【7%】	「忙しくてもかまいたい」教育ママ(母子関係全面型) 【7%】	「忙しくてもかまいたい」教育ママ(母子関係全面型) 【19%】
非教育ママ	「気がね」非教育ママ(夫高卒以下) 【4%】	「まだまだ」非教育ママ(子ども小学生) 【12%】	「子だくさん」非教育ママ(子ども数) 【11%】	「ふつう」非教育ママ(子ども成績) 【36%】

### (3) 母親のあり方が子どもに及ぼす影響

本節で分析を加える子ども側の変数は、A.学業成績、B.職業志向、C.母子理解の3つである。Aについては、前節までは独立変数とみなしてきたが、本節では従属変数として取り上げる。具体的には、母親が子どもの学校での成績について回答した結果を、「上のほう」=5～「下のほう」=1という5段階尺度として用いる。本来ならば子ども自身の回答を用いたいですが、今回の調査では子ども票に成績に関する質問が含まれていないため、やむをえず子ども自身ではなく母親による回答を用いる。

Bについては、将来の生き方として「お金持ちになって豊かな生活をおくりたい」、「高い地位につきたい」、「社会や人々のために役立つことをしたい」、「仕事ひとすじにうちこみたい」、「新しいことやむつかしいことにチャレンジしたい」、「毎日をのんびりと平和にいきたい」の6項目について「そう思う」～「そう思わない」の5段階で子どもにたずねた結果を連続変数として用いる。この6項目を主成分分析(バリマックス回転法)にかけた結果、固有値1以上の主成分が2つ抽出された(表5-5)。因子負荷量の値から、第1主成分を「やりがい志向」、第2主成分を「地位達成志向」と名付けた。それぞれの主成分の因子得点を従属変数として用いる。

Cの母子理解については、子どもに対して「お母さんは自分の気持ちをよくわかってくれる」かどうかを二値形式でたずねた結果として、「そう思う」と答えた場合を1、「そう思わない」を0とするダミー変数として用いる。

表 5-5 職業志向に関する主成分分析結果

	第1主成分	第2主成分
お金持ちになって豊かな生活をおくりたい	-.123	.821
高い地位につきたい	.188	.807
社会や人々のために役立つことをしたい	.661	.147
仕事ひとすじにうちこみたい	.453	.213
新しいことやむつかしいことに挑戦したい	.745	-.086
毎日をのんびりと平和にいきたい	-.569	.293
固有値	1.573	1.484

以上3つの従属変数のうち、連続変数であるAとBについて線形重回帰分析を行なった結果を表5-6に、ダミー変数であるCについてロジスティック回帰分析を行なった結果を表5-7に、それぞれ示した。各表におけるモデル1は、母就労状況、母高学歴、母「教育ママ」のそれぞれをダミー変数として投入したものであり、モデル2は、これら3つの母親変数の組み合わせから構成される8つの母親グループ(表5-4の各セルに対応)をダミー変数として投入したものである。モデル2により、各カテゴリー内部での「教育ママ」/「非教育ママ」の効果を見ることができる。

まず表5-6におけるAすなわち子どもの学業成績についてみよう。モデル1では、母親が短大卒以上であることが最大の効果をもっており、それに次いで「共感型」の母子関係および「全面型」の母子関係も学業成績を向上させる効果が強い。父が大卒であることも弱い効果をもっている。しかし母親が「教育ママ」であるということは、子どもの学業成績を向上させる独自の効果はもっていない。それは母親の就労状況についても同じである。子どもの属性変数では、女子および小学生の子どもの場合に、母親からみた学業成績が高いという結果が出ている。

モデル2についてみても、カテゴリー すなわち高学歴専業主婦の教育ママを比較基準とした場合、カテゴリー および の低学歴の母親において子どもの教育達成が有意に低くなっており、モデル1と同様の母学歴の効果が観察される。カテゴリー ~ の内部で「教育ママ」か「非教育ママ」かによる効果を比較すると、特にカテゴリー については、「教育ママ」である場合の方が「非教育ママ」よりも教育達成を向上させる効果をもつようである。他の諸変数についてはモデル1と同様である。

続いて同じ表5-6でBの職業志向についてみると、「やりがい志向」に関するモデル1では子ども人数と並んで「教育ママ」であることがプラスの効果をもっている。モデル2で母親カテゴリー別に見ると、こうした「教育ママ」効果は特にカテゴリー や の低学歴層で生じているようであるが、カテゴリー の教育ママを比較基準とすると効果の有意性は表れていない。

表 5-6 学業成績・職業志向の規定要因（重回帰分析，値は標準化係数）

	学業成績		やりがい志向		地位達成志向	
	モデル1	モデル2	モデル1	モデル2	モデル1	モデル2
父大卒	.070+	.078+	-.008	.002	-.009	-.008
父勤務先 3000人以上	.036	.043	.031	.034	.097*	.097**
母短大以上	.160***		-.034		.012	
母専業主婦	.003		-.016		.040	
母フルタイム	-.054		-.035		-.001	
母教育ママ	.030		.089*		.024	
非教育ママ		-.009		-.044		-.047
教育ママ		-.054		-.071		-.073
非教育ママ		-.055		-.066		-.113+
教育ママ		-.128*		.017		-.053
非教育ママ		-.145*		-.086		-.085
教育ママ		-.163*		.013		-.112
非教育ママ		-.251**		-.063		-.156+
子ども人数	.002	.008	.111**	.118**	-.047	-.045
子ども女子	.078*	.080*	-.051	-.049	-.122**	-.122***
子ども小学	.146+	.067+	.040	.034	-.152***	-.154***
「全面型」	.103*	.115*	.019	.035	.005	.130
「共感型」	.134**	.144**	-.010	.003	.005	.216
「権威型」	.010	.013	-.005	.001	.041	.837
調整済み R 二乗	.066	.061	.010	.009	.040	.039

+ : 10%水準で有意, \* : 5%水準で有意, \*\* : 1%水準で有意, \*\*\* : 0.1%水準で有意

続いて「地位達成志向」を見ると、モデル1、モデル2のいずれについても、子どもが女子および小学生であることが明確にマイナスの効果をもっているほか、父親の勤務先が大企業であることが独自のプラスの効果をもっている。「教育ママ」の効果はモデル1では表れないが、モデル2ではカテゴリー「および」という非専業主婦の母親の中で非教育ママである場合に「教育ママ」と比較してマイナスの効果が出ている。すなわち、母親が就労しておりかつ「非教育ママ」である場合には、子どもの「地位達成志向」が弱まる傾向があるといえる。

表 5-7 母子理解の規定要因（ロジスティック回帰，値はオッズ比）

	モデル1	モデル2
父大卒	1.216	1.221
父勤務先 3000 人以上	.810	.852
母短大以上	1.308	
母専業主婦	.923	
母フルタイム	.589**	
母教育ママ	1.177	
非教育ママ		.717
教育ママ		1.173
非教育ママ		.778
教育ママ		.747
非教育ママ		1.052
教育ママ		.678
非教育ママ		.581
子ども人数	.982	.999
子ども女子	.975	1.001
子ども小学	1.449*	1.476*
「全面型」	1.556+	1.628*
「共感型」	2.477***	2.497***
「権威型」	.900	.915
Cox & Snell R 二乗	.064	.057

また表 5-7 で母子理解の規定要因をみると，モデル 1，モデル 2 のいずれについても，母親が「共感型」であることが明確に母子間の相互理解を促進しているほか，「全面型」であること，子どもが小学生であることも，プラスの効果をもっている．加えてモデル 1 では母親がフルタイムで就労していることが母子理解に対してマイナスの影響を及ぼしていることが表れている．母親が「教育ママ」かどうかは有意な影響を及ぼしていない．モデル 2 でも母親カテゴリー内部での「教育ママ」/「非教育ママ」変数は母子理解に有意に影響していない．しかし，各カテゴリーの中で「教育ママ」と「非教育ママ」のオッズ比を比較すると，カテゴリー と の高学歴の母親では「被教育ママ」よりも「教育ママ」の方が母子理解が促進されているのに対し，カテゴリー の低学歴専業主婦の場合には逆に「非教育ママ」の方が母子理解が促進されていることが興味深い．すなわち，母親が高学歴の場合には「教育ママ」的行動をとった方が子どもは「お母さんは私を理解してくれている」と思うのに対し，母親が低学歴の場合には「非教育ママ」的行動をとった方が子どもは母親から理解されてい



と感じるのである。これは、母学歴に対応した形で子ども自身の教育アスピレーションや地位達成アスピレーションが異なっており、そのアスピレーションの水準に合致した行動を母親がとることが子どもにとっての「理解」感につながっていることを意味していると考えられる。言い換えれば、高学歴の母親の子どもは高い成績をあげたいという意欲が相対的に高く、そのような子どもにとっては母親がそれを援助してくれる「教育ママ」である方が「私のことをわかっている」と感じられる。逆に、低学歴の母親の子どもは高い成績をあげたいと思う度合いが低く、それゆえ母親が成績の向上を気にかけないような「非教育ママ」であった方が「私のことをわかっている」と感じるといえる。ここには、家庭内プロセスを通じた階層再生産のメカニズムがうかがえる。

以上の分析結果における「教育ママ」/「非教育ママ」が子どもに及ぼす影響を改めてまとめると、以下ようになる。

1)学業達成に対して：部分的に影響あり（カテゴリー のように諸資源を欠く母親の場合には、「教育ママ」であった方が相対的に子どもの学業成績を向上させる）。

2)職業志向に対して：部分的に影響あり（特に就労している母親において、「教育ママ」の方が「非教育ママ」よりも「やりがい志向」や「地位達成志向」を高める）。

3)母子理解に対して：部分的に弱い影響あり（高学歴母親の場合は「教育ママ」の方が、低学歴母親の場合は「非教育ママ」の方が、母子理解が相対的に高まる）。

#### 4．まとめと考察

本稿の分析により、次のような知見が得られた。

第一に、母親の学歴や就労状況などの客観的変数によって「教育ママ」の出現確率は異なっている。子どもの教育達成を向上させるための諸資源を豊富にもつグループにおいて「教育ママ」は現れやすい。

第二に、しかしどのような客観的グループにおいても「非教育ママ」がかなりの比重で存在している。その点で「総教育ママ」化説は日本の母親の現実を歪めた形でしか捉えていない。特に、時間的資源や文化的資源を欠いたグループにおいて、子どもの成績が「ふつう」であることに満足し、それ以上の成績向上や高い学歴達成を特に期待しないケースが存在している。このようなケースは、少なくとも今回の調査サンプルにおいては、全体の中でも大きなボリュームを占めている。

第三に、誰が「非教育ママ」になるかは、客観的グループによって異なっている。たとえば就労している母親の場合、その母親がどれほど熱心に子どもと関わろうとするかという志向が重要になる。

第四に、母親が「教育ママ」であるか「非教育ママ」であるかによって、子どもの学業成績や意識は一定の影響を受ける。特に、母親の時間的資源や文化的資源に制約がある場合には、母親が「教育ママ」的態度をとった方が子どもの学業成績や職業志

向は高まる傾向がうかがえる。ただし、相対的に階層的地位が低い家庭において、母親が「教育ママ」としてふるまうことは、母子間の共感を損なう結果に成る可能性がある。

以上のように、日本では「総教育ママ化」説は当てはまらず、むしろ「非教育ママ」がかなりのボリュームで存在しているといえる。そして母親の学歴＝文化的資源が高水準である場合には、特に「教育ママ」化しなくても子どもの学業成績は確保されるが、逆に母親の時間的資源や文化的資源が相対的に制約されている場合には、あえて「教育ママ」化することが、「非教育ママ」である場合と比べて、一定の効果を持ち得る。しかし全体としては、[母親のもつ諸資源の高低]、[「教育ママ」/「非教育ママ」をめぐる母親の選択]、[子どもの教育達成・職業志向や母子理解]の間には、「自己強化的循環」と呼ぶことができるような関係性が成立しており、それは階層的格差の固定化や拡大の可能性を示唆している。

日本社会の現状を「教育ママ」・<教育する家族>の席卷として捉えることは、その陰で脈々と存続し、あるいは拡大してさえいるかもしれない「非教育ママ」・<教育しない家族>の実態や固有の問題性を見えなくしてしまう。そのような「非教育ママ」・<教育しない家族>において、子どもにいかなる社会化が行なわれ、どのような次世代が形作られつつあるのか、いっそう注視してゆくことが必要である。

#### <参考文献>

広田照幸(1999)『日本人のしつけは衰退したか』講談社現代新書。

本田(沖津)由紀(1998)「教育意識の規定要因と効果」苅谷剛彦編『教育と職業 - 構造と意識の分析』1995年SSM調査シリーズ11。

本田由紀(2000)「『教育ママ』の存立事情」藤崎宏子編『親と子 - 交錯するライフコース』ミネルヴァ書房, pp.159-182。

神原文子・高田洋子編著(2000)『家族社会学研究シリーズ 教育期の子育てと親子関係』ミネルヴァ書房。

神原文子(2001)「<教育する家族>の家族問題」『家族社会学研究』No.12(2)

苅谷剛彦・志水宏吉・志水睦美・諸田裕子(2002)『「学力低下」の実態』岩波ブックレット No.578。

中村高康(2000)「高学歴志向の趨勢」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。

中村高康・藤田武志・有田伸編著(2002)『学歴・選抜・学校の比較社会学』東洋館出版社。

品田知美(2001)「母親の就業と子育て—学齢期の子どもへの態度から—」渡辺秀

樹編『現代日本の親子関係』（家族生活についての全国調査(NFR98)報告書  
No.2-2）.

## 第6章 母親の「自己犠牲」規範意識の趨勢と規定要因

井上 清美

### 1. 問題関心

近年、家族社会学において、「個人化」は家族変動を論じる際のキーワードとして定着してきた。家族における「個人化」や「ライフスタイル化」といった現象については、実態の変化よりも意識や志向性、選好性、許容性のレベルでの変化において観察されると指摘されている（清水 2001a）。「個人化」には、規範という側面からのアプローチが有効とされながらも、このような意識について全国規模のデータを検証した研究は少ない。本稿では「家族についての全国調査（NFR98）」のデータを用い、規範意識という側面から個人化について考察していきたい。

これまで「個人化」・「個別化」に関して注目されるのは、夫婦関係が中心であった。1990年代から行われてきた一連の実証研究は、夫婦間において特に妻の側で「個」への志向性が高いことを明らかにしてきた（磯田・清水 1991，長津 1993，井上 2000）。戦後以来、わが国の家族制度は「個人の尊重」という理念を掲げてきた。しかし実際は、強固な性別役割分業体制のもとで、「妻」や「母」は家族に拘束される存在として「自己実現」の可能性を奪われてきた。このような理念と現実のずれが「個」への志向性をより一層高めたのではないかと推測される。

しかし、夫婦関係から親子関係、とりわけ乳幼児と母親の関係に目を向けてみると、「個人化」の適用が疑問視され、近代家族の最後の砦として語られることが多い（斎藤 2000）。藤崎（2000）も指摘するように、初期母子関係については親と子を一体的なものとみなしたいという一般感情が根強く、母子関係における「個人化」はネガティブなニュアンスをともなって語られがちである<sup>1</sup>。

本稿では、母親の個人化を捉える一指標として、親の「自己犠牲」規範意識をとりあげる。従来、わが国における母子関係は「母子密着」を特色とし、母親の自己犠牲的な献身によって支えられてきたことが指摘されてきた（山村 1971）。特に戦前の母親たちは、子どものために自らを犠牲にすべきだという規範を内面化していた。逆説的ではあるが、自己犠牲が自己肯定につながるというメカニズムを有していたため、「子育て」と「自己実現」の両立という問題に直面することがなかったと言える。それに対し、現代の母親たちは自己犠牲が賛美されることのない社会の中で子育てをしなければならない。

母親の「自己犠牲」規範意識は、時代とともにどのように変化してきたのか。または変化していないのか。どのような階層にある母親が、「自己犠牲」規範意識を強く内面化して

---

<sup>1</sup> 「初期母子関係」については明確に定義されているわけではない。未成人子と親の関係は「前期親子関係」とされるが、「初期母子関係」とはその中でも乳幼児を持つ母親と子の関係と考えてよいだろう。本稿の分析では、操作的に末子が6歳以下の母親を抽出した。

いるのか。また「自己犠牲」規範意識の強さは、母子関係にいかなる影響を及ぼしているのか。これらの疑問を明らかにすることが本稿の課題である。

## 2. 先行研究

### (1) 個人化・個別化

家族社会学において、「個人化」についての定義がいくつかなされている。代表的なものとして、「家族がその成員に対する拘束力を失ってきたことによって、個人という単位が鮮明になること」(目黒 1991)、「集団の規範によってではなく、個人の価値規範、選考基準によって行動や態度を決定する傾向」(篠崎 1991)、「家族の集団生活の内外に家族員個々の活動領域が形成され、そこでの活動が家族的役割の遂行に必要な程度を超えて拡大し、個人の自己実現が求められる傾向」(森岡 1993)などがあげられる。いずれも「集団」としての「家族」よりも、相対的に「個人」を重視する傾向を意味している。

本稿では個人化を示す一指標として「自己犠牲」規範に着目する。自己犠牲とは「自己」よりも他の関係性、つまりここでは母親としての役割を優先させるという意味に他ならない。したがって、「自己犠牲」規範意識が低いほど「個」への志向性が高いと考えてよいだろう。熊谷(2001)も親の「自己犠牲」規範意識について、「個人化傾向とともにこの規範は弱化していくだろう」と指摘している<sup>2</sup>。

「個人化」という概念は、家族社会学において「集団」から「個人」へというパラダイム変換の論拠として定着してきた。「個人」に焦点をあてるアプローチが台頭した契機として、ネットワーク論的アプローチと「私化(私事化)」に関する議論の影響があげられる。

「私化(私事化)」とは「公的事象に対し、私生活上の事象とこれへの関心を優先させる傾向」を意味する。特に戦後から高度経済成長期にかけては、「私生活中心主義」や「マイホーム主義」といった言葉に示されるような「欲望としての私化」が促進された。家族研究においては、こうした私的世界の単位が夫婦単位にとどまるのか(森岡 1984)、それとも個人単位にまで降下していくのかという点が問題とされたのである(私事化する個別化)<sup>3</sup>。したがって 1990 年代に行われてきた一連の個別化研究は、夫婦関係を対象としたものであり、親子関係における「個」の問題は今後の課題とされている<sup>4</sup>。

<sup>2</sup> 親子関係に関する規範意識を分析した熊谷(松田)の論文では、問 20(エ)は親の「献身」規範と名付けられているが、本研究では「自己実現」の対概念という意味合いを重視し、親の「自己犠牲」規範意識と命名した。

<sup>3</sup> 実証研究において、「個人化」「個別化」という語は厳密に区別して使用されてきたとは言えず、同様の項目を用いて測定している場合もある。清水(2001b)はこのような状況を批判し、「個別化を行動や生活習慣を記述する実体概念と置き、個人化を規範意識として望まれる志向概念として位置づけて検討することを提案したい」と述べている。

<sup>4</sup> 個別化志向性は意識次元と行動次元にわけて捉えられてきた(清水・磯田, 1991・長津, 1993, 井上, 2000)。意識次元の個別化志向性は「夫婦であっても私は私でありたい」、「多少家事がおろそかになっても自分の世界をもちたい」、「夫の都合で自分を犠牲にするのはかなわない」の 3 項目で示される。

個別化・個人化に関する実証研究から得られた知見を概観しよう<sup>5</sup>。先に述べたように、夫婦関係における「個」への志向性は夫よりも妻の側において高い。例えば「夫婦であっても私は私でありたい」という問いに対して、約9割の妻が「そう思う」と回答しているのに対し、夫では7割に満たない(井上 2000)。意識次元の個別化志向性には「就業形態」「収入の寄与率」「夫の職種」が影響を与えていることが明らかになっている(長津 1993)。具体的には妻が常勤で家庭生活に貢献できる経済力を持っていること、夫の職種がホワイトカラーである場合に妻の個別化志向性が高い。

以上は規定要因についての知見であるが、「個」への志向性が夫婦関係にどのような影響を与えているのかという点についても考察が加えられてきた。磯田・清水(1991)は、個別化傾向の高い夫婦は情緒的に統合されているわけではないということを明らかにし、「個別化志向性の高い家族はバラバラ家族である」という命題を提起した。「個」への志向性が高い妻は、夫婦間の孤独感も高いという結果も得られている(井上, 2000)<sup>6</sup>。

以上の研究から、本稿における分析課題として次の2点が導かれる。乳幼児を持つ母親の「自己犠牲」規範意識は、どのような要因によって規定されるのか。自己犠牲規範意識は、母子関係にどのような影響を及ぼしているのか。

## (2) 自己犠牲をともなう伝統的母親規範の変容

先に、母子関係については「一心同体」規範が根強いと述べた。それとは逆に、母親の「個」への志向性を強調するような研究も行われてきた。牧野(1982)による育児不安研究は、母親が子どもから離れて自分の時間を持つことが、よりよい育児態度に結びついていることを明らかにした。以来、母親という役割を相対化することの重要性が説かれ、母親の自己実現とそれをめぐる葛藤や、自己犠牲をともなう母親規範についての研究が展開されてきた(神原, 1981・大日向, 1988・木脇, 1994・江原, 2000他)。

中でも、大日向(1988)は高学歴女性を対象にした調査を行い、「自己犠牲」をともなう母親意識が世代によって異なるという事実を見出している。A世代(昭和初期に子育てをした母親たち)は、自己犠牲をともなう伝統的母性観を支持した上で育児を高く評価していた。それに対し、C世代(昭和45年前後に子育てをした母親たち)は育児以外に自分自身の生活や生きがいを求める意識が強く、育児に対する評価が低い<sup>7</sup>。同様の知見に対し、江原(2000)は「自己犠牲ゆえの自己肯定を産出するメカニズムが内面化されていたかどうか」を問題にする。そしてそのメカニズムが内面化されなくなった時期が1970年代であることを指摘している。

<sup>5</sup> 長津(2001)は、親子間における「個別化」に関する実証研究を行っている。ここでの「個別化」は生活の細分化を把握するための実体概念で、規範や志向性としての個人化には触れていない。

<sup>6</sup> 意識次元の個別化志向性が高い場合、夫婦の統合得点は高いか低いかに区分される傾向がある。長津(1996)は、個別化と統合の多様な組み合わせについて検証すべきであると指摘している。

<sup>7</sup> 初産を27歳と仮定しているため、出生コホートに換算するとA世代は1900年-1905年、C世代は1920年-1945年前後になる。

このような世代による差異は、全国データにおいても見出せるのであろうか。またC世代以降、すなわち 1980 年代、1990 年代に子育てをした、もしくは子育てをしている母親たちは自己犠牲規範意識を内面化していないのだろうか。

以上より、本稿では親の「自己犠牲」規範意識のコーホートによる差異について検証し、次に対象者を、乳幼児を持つ母親に限定して規定要因を明らかにしていく。

### 3. 分析データと分析方法

#### (1) データ

分析に利用したのは、日本家族社会学会全国家族調査委員会が 1999 年 1 月に実施した、「家族についての全国調査」(NFR98)の個票データである。分析にあたり、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・アーカイブから個票データの提供を受け、同委員会から許可を得て利用した。調査概要は以下の通りである。

調査時期：1999 年 1～2 月

調査対象：1998 年 12 月時点で全国の市町村に居住する 28～77 歳の男女

抽出方法：層化多段抽出法

調査方法：訪問留置法

データ数：発送数 10,500 人、有効回収数 6,985 人（有効回収率 66.5%）

#### (2) 親の「自己犠牲」規範意識

問 20 の付問 (エ)「子どものためなら、親は自分のことを犠牲にすべきだ」を親の「自己犠牲」規範意識と呼ぶ。1. そう思う、2. どちらかといえばそう思う、3. どちらかといえばそう思わない、4. そう思わない、の 4 件法を反転させた。得点が高いほど「自己犠牲」規範意識が強いということを示している。内容的妥当性に関する問題点をあげると、質問文の主語が「親は」なので、自分を親として想定する場合と、自分の親を想定する場合が考えられる。つまり、定位家族と生殖家族を意識の上で分別できず、乳幼児をもつ母親の「母親としての」意識を厳密には捉えることができない。しかし、両者の間には強い関連性があるのではないかという理解も可能である。

#### (3) 分析方法とサンプル

分析は 2 つにわけて行う<sup>8</sup>。分析 1 では、「自己犠牲」規範意識の平均値を、性別・コーホート別・子どもの有無別に比較する。分析に使用する出生コーホートは対象者の出生年をもとに 10 年区切りで区分した（戦前・戦後を区別するために、1941 年代は 5 年ごとに区分）。以下では最年長者の生まれた年で代表させ、1921 年、1931 年、1941 年、1945 年、

---

<sup>8</sup> NFR98 のデータは幅広い年齢層を含んでいるため、まず出生コーホートや子どもの有無といった効果を記述的にとらえる必要がある。

1951年，1961年コーホートと呼ぶ。

分析2ではサンプルを限定して，規定要因を検証した。1951年～70年の出生コーホートの内，末子年齢が6歳以下の母親（n = 445）を分析対象とする。

## 4. 分析結果

### (1) ジェンダー・出生コーホート・子ども

表6-1・表6-2は，親の「自己犠牲」規範意識の平均値と標準偏差を，性別・出生コーホート別・子どもの有無別に示したものである。男性では子どものいる対象者の平均2.61，いない対象者の平均2.40であった。女性では子どものいる対象者の平均2.62，子どものいない対象者の平均2.14であった。t検定の結果，男性では子どもの有無による有意な差は確認されなかったが，女性では子どもの有無によって差があることが確認された（ $p < .05$ で有意）。男性・子どもあり群と女性・子どもあり群の両方で，コーホート間に有意な差があることがわかった（Kruskal Wallis 検定の結果， $p < .001$ で有意）。

図6-1のグラフは横軸が出生コーホート，縦軸が親の「自己犠牲」規範意識の平均値を示したものである。女性・子どもあり群では，1921年コーホートで値が最も高く，1946年コーホートを谷間にしたV字型のカーブを描く。一方，女性・子どもなし群では，親の「自己犠牲」規範意識は緩やかに減少する。いずれも1946年コーホートいわゆる団塊世代において，値が最も低いという点が特徴である。女性・なし群の「自己犠牲」規範意識は，いずれのコーホートにおいても4つのグループの中で最も低い。男性・子どもあり群では1941年コーホートを谷間とするV字カーブであるが，1951年・1961年コーホートでは4つのグループの中で最も高い値を示している。男性・子どもなし群では，1921年コーホー

表6-1 親の「自己犠牲」規範意識の記述統計量（男性）

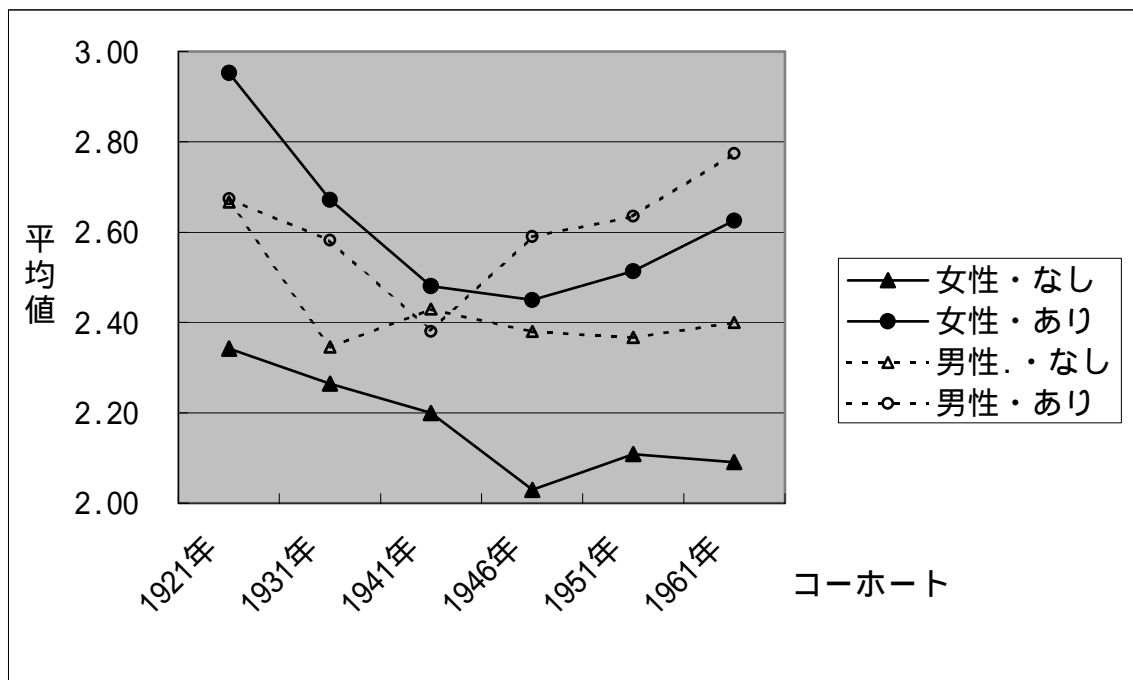
	n	mean	S.D.
全体	6841	2.57	0.94
男性	3246	2.58	0.94
子どもあり	2680	2.61	0.93
1921年～1930年	479	2.67	0.95
1931年～1940年	607	2.58	0.92
1941年～1945年	320	2.38	0.95
1946年～1950年	380	2.59	0.93
1951年～1960年	535	2.64	0.88
1961年～1970年	359	2.77	0.93
子どもなし	566	2.40	0.99
1921年～1930年	21	2.67	1.11
1931年～1940年	26	2.35	0.94
1941年～1945年	28	2.43	1.00
1946年～1950年	47	2.38	1.02
1951年～1960年	139	2.37	1.02
1961年～1970年	305	2.40	0.96



表 6-2 親の「自己犠牲」規範意識の記述統計量（女性）

	n	mean	S.D.
女性	3586	2.56	0.93
子どもあり	3105	2.62	0.92
1921年～1930年	525	2.95	0.89
1931年～1940年	618	2.67	0.92
1941年～1945年	383	2.48	0.96
1946年～1950年	417	2.45	0.95
1951年～1960年	668	2.51	0.87
1961年～1970年	494	2.63	0.88
女性			
子どもなし	481	2.14	0.91
1921年～1930年	38	2.34	0.99
1931年～1940年	53	2.26	0.94
1941年～1945年	30	2.20	1.13
1946年～1950年	35	2.03	1.15
1951年～1960年	83	2.11	0.86
1961年～1970年	242	2.09	0.83

図 6-1 性別・子ども有無別・出生コホート別にみた「自己犠牲」規範意識



トを除いてあまり変化が見られない。

本稿の分析テーマは「母子間の個人化」であり、ここで注目すべき点は女性・子どもあり群における「自己犠牲」規範意識の趨勢である。先に述べたように、女性・子どもあり群では1946年コーホートで値が最も低下した後、若年層になるにつれて再び値が増加していく。この変化は出生コーホートによる効果なのか、末子が小さいというライフステージ効果（もしくは子育て効果）によるものなのだろうか。出生コーホートによる影響と末子年齢による影響について検証するため、以下の分析を行った。1946年以降の出生コーホートに対し、親の「自己犠牲」規範意識を従属変数、「末子年齢」と「コーホート」を独立変数とした2要因配置の一般線形モデルを行った<sup>9</sup>。統計的有意差はみられないが、「末子年齢」よりも「コーホート」による効果の方が大きく、若年コーホートにおいて「自己犠牲」規範意識がより高いということが言える。また、末子年齢とコーホートの交互作用は確認されなかった。

## （２）規定要因に関する分析

### < サンプルの概要 >

分析対象者の平均年齢は33.7歳である。学歴は高卒53.7%、短大卒35.1%、大卒10.8%。現職の就業形態は無職56.4%、自営9.7%、パート20.2%、フルタイム13.7%であり、いわゆる専業主婦が大半を占める。本人年収はなし46.2%、130万円未満33.9%、130 - 399万円14.9%、400万円以上5.0%であった。子ども数の平均は2.04人、末子の平均年齢は2.7歳である。

### < 変数の説明 >

#### a. 階層を示す変数

社会経済的地位を示す変数は以下のように設定した。「学歴」は高卒以下、短大卒、大卒以上の3カテゴリー、「就業形態」は無職、パート、自営、フルタイムの4カテゴリー、「収入」はなし、130万円未満、130 - 399万円未満、400万円以上の4カテゴリー、「年齢」は30歳以下、31 - 33歳、34 - 36歳、37 - 39歳、40歳以上の5カテゴリーである。地域性に関する変数については、「出身地」が農山漁村、地方小都市、県庁所在地等の大都市の3カテゴリー、「居住地」が10万人未満の市町村、10万人以上の都市、13大都市の3カテゴリーである。それぞれについて、生殖家族と定位家族にわけて指標化した。なお「職業」については、「過去についたことがある」という職業を除外し、現職に限定した上で集計・分析を行った。

<sup>9</sup> 末子年齢は、0 - 6歳、7 - 12歳、13 - 19歳、20歳以上の4カテゴリーを設定した。

## b. その他の変数<sup>10</sup>

その他の変数として、「子ども数」、「末子年齢」、「子どもとの関係良好性」、「子どもとのかかわり」、「夫の育児参加」、「結婚満足度」を用いた。

関係良好性：第1子との関係良好性であり、1.良好、2.どちらかといえば良好、3.どちらかといえば悪い、4.悪い、の4件法を反転させ、値が高いほど「良好」であることを示す指標とした。「悪い」という回答が非常に少ないため(.05%)、「どちらかといえば悪い」とあわせて3件法の指標とした。

子どもとのかかわり：教示は「ふだん、お子さんと一緒に、次のようなことがらをどれくらいしていますか」というもので、「知識や技能を教えること」、「趣味やスポーツやゲームなどを一緒に楽しむこと」、「一緒に外出すること」のそれぞれについて訊いている。後2者については高い相関関係が確認されたため合成し、「教育的かかわり」と「外出・レジャー」という2指標を作成した。1.ほぼ毎日~6.まったくない、までの6件法で査定されているが、いずれも「まったくない」という回答が非常に少ないため、分析では値を反転させ5件法の指標とした。

## 2) 自己犠牲規範意識の規定要因

親の「自己犠牲」規範意識の度数分布を確認しておこう。「そう思わない」は12.2%、「あまりそう思わない」は27.3%、「ややそう思う」が最も多く48.6%、「そう思わない」は11.9%であった(図6-2)。

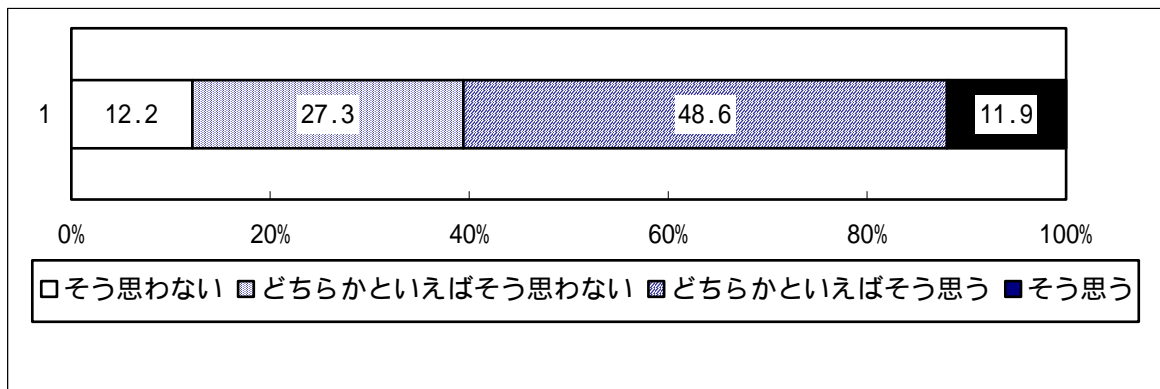


図6-2 親の「自己犠牲」規範意識の度数分布

<sup>10</sup> 他の家族意識項目との関連性を確認しておく、性別役割分業規範とは有意に高い相関が示され( $r = .22, p < .001$ )、親の「自己犠牲」規範意識が強いほど伝統的な性別役割観を持っている。親との同居規範とも有意な相関があり( $r = .156, p < .05$ )、「自己犠牲」規範意識が強い場合に親と同居すべきだと考える人の割合が高い。

社会経済的地位を示す変数については、一元配置の分散分析を行った(表 6-3)。結果、親の「自己犠牲」規範意識に有意な影響を与えている変数は「本人学歴」、「配偶者学歴」、「居住地の都市規模」であることがわかった。「現職の就業形態」や「本人年収」といった母親自身の経済力は効果をもっていない<sup>11</sup>。同様に、配偶者の職種や年収、世帯年収も効果がみられなかった。

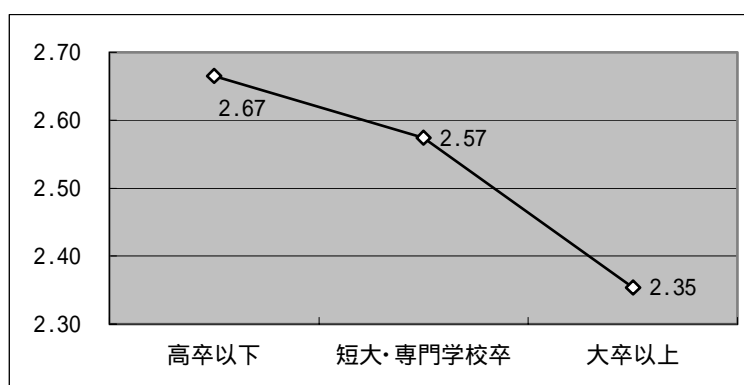
表 6-3 親の「自己犠牲」規範意識の規定要因(階層)

説明変数		d. f.	F	p
本人	学歴	2	2.811	*
	現職・就業形態	3	0.809	
	本人年収	4	0.772	
	本人年齢	4	0.646	
生殖家族	配偶者学歴	2	2.969	*
	配偶者職種	2	0.346	
	配偶者年収	6	0.921	
	世帯年収	5	0.893	
	都市規模	3	2.963	*
定位家族	父親学歴	2	2.286	
	父親職種	2	0.548	
	出身地	3	1.090	

\*p<.05

親の「自己犠牲」規範意識の主な規定要因は「学歴」であることが確認されたため、「本人学歴」についての多重比較を行った。結果、特に大卒の母親で「自己犠牲」規範意識が低くなっていることが明らかになった(図 6-3)。

図 6-3 学歴別にみた「自己犠牲」規範意識の平均値



<sup>11</sup> 職業と親の「自己犠牲」規範意識には何らかの関連性があることが予想されたため、初職の就業形態や職種についても分析を行ったが、いずれも有意な効果を示さなかった。

「都市規模」については「人口 10 万人以下の市町村」で最も低く、次に「13 大都市」、最も高い値を示すのが「10 万人以上の都市」であった。

さらに子どもや夫に関する変数について一括投入の重回帰分析を行った(表 6-4) 結果、有意な影響を与えているのは「夫の育児参加」で、夫の育児参加が少ない場合に自己犠牲規範意識が高くなっている。また、「子どもの数」や「末子の年齢」も親の「自己犠牲」規範意識の規定要因とはなっていないことが明らかになった<sup>12</sup>。

表 6-4 親の「自己犠牲」規範意識の規定要因(子ども・夫)

説明変数	$\beta$	p
末子年齢	0.070	
子ども数	- 0.064	
夫の育児参加	- 0.141	**
情緒的サポート	- 0.045	
$R^2=0.035$ $F=3.734$		

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

### 3) 「自己犠牲」規範意識と母子関係

親の「自己犠牲」規範意識が母子関係にどのような影響を与えているかを調べるために、「自己犠牲」規範意識を説明変数とし、「関係良好性」と「子どもとのかかわり」を被説明変数とする回帰分析を行った(表 6-5)。有意な関連性が見られたのは「関係良好性」のみで、「自己犠牲」規範意識が低い場合に子どもとの関係が良好ではないことがわかった<sup>13</sup>。統計的に有意ではないが、「自己犠牲」規範意識と教育的かかわりの間には負の関係性があり、「自己犠牲」規範意識が低い場合に、教育的かかわりが多くなるという傾向性がみられた。

表 6-5 親の「自己犠牲」規範意識と母子関係の関連性

変数	$R^2$	F	$\beta$	p
教育的かかわり	0.003	1.206	- 0.054	
外出・レジャー	0.000	0.089	0.015	
関係良好性	0.012	5.232	0.110	*

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

<sup>12</sup> 第 1 子の年齢は 0 歳から 21 歳までが含まれるため、13 歳以上の子どもに関しては除外した上で分析した (n = 416)。

<sup>13</sup> 親の「自己犠牲」規範意識を説明変数、家族内における負担感を被説明変数とした回帰分析の結果は 5%水準で有意であり、「自己犠牲」規範意識が高いほど負担感も強い。

## 5. まとめと今後の課題

本稿では、親の「自己犠牲」規範意識の趨勢とその規定要因について分析した。性別・子どもの有無別・コホート別の比較から明らかになったのは、子育て期にある母親達の間では「自己犠牲」規範意識が強いということである<sup>14</sup>。

女性・子どもあり群における「自己犠牲」規範意識は1921年出生コホートにおいて顕著に高く、1946年出生コホートいわゆる団塊世代において最も低かった。これは「自己犠牲規範意識が内面化されなくなった時期は1970年代である」という先行研究の知見と一致する。団塊世代における親の「自己犠牲」規範意識の低さについては、女性・子どもなし群においても同様であった。また、子どもを持つ男女を比較した場合、1946年以降のコホート、つまり子育て期にあると思われる世代では、一貫して男性の方が自己犠牲規範意識を強く内面化していると言える。今後は、団塊世代や「男性」、もしくは「父親」に焦点を当てた分析を行い、自己犠牲規範意識について考察することが課題といえよう。

調査結果から、自己犠牲規範意識の規定要因として「学歴」が確認された。個人化を推進する要因として「女性の高学歴化」が指摘されてきたが、本稿の分析においても大卒女性の間で高い「個」への志向性を確認することができた。また、現代の母親達は高学歴であるほど「よい子育て規範」を強く内面化しているという(西村2001)<sup>15</sup>。このような知見と照らし合わせると、高学歴の母親は「よい子育て」をしなければと思う一方で、「自分を犠牲にしたくない」という意識も強く、まさに子育てをめぐる葛藤の強いことが推測される。それに対し、現在就業しているか否かは親の「自己犠牲」規範意識に効果をもたらしていなかった。言い換えれば、フルタイムで就業していても自分を犠牲にすべきだと考える母親は多く、また逆に専業主婦であっても自分を犠牲にしたくないと考える母親が多いということの意味している。母親たちにとっての「自己実現」の複雑さを示唆する結果であるといえよう。

本研究によって得られた知見として、親の「自己犠牲」規範意識が低い、つまり「個」への志向性が高い母親で、子どもとの関係性の認知が良好ではないという結果が得られた。同時に、結婚生活に対する満足度も低くなっている。「自己」を犠牲にせず、しかも情緒的な統合が保たれているといった現状は確認できなかった。

母子関係の個人化を考察するにあたって、本稿では「母親側の個人化」に着目した。一方、子どもの視点からは「乳幼児や学齢児も親から自立し、育つ費用を自己所有し、育つ

---

<sup>14</sup> 家庭動向調査の中にも、質問文は若干異なるが親の「自己犠牲」規範意識を示す指標がある(「夫や妻は、自分たちのことを多少犠牲にしても、子どものことを優先すべきだ」という問いに対して、賛成から反対までの4件法で回答)。賛成の割合は、第1回(1993年実施)が72.8%で、第2回(1998年)は77.2%と増加している。

<sup>15</sup> 近年、性別分業意識を多次元的にとらえる研究が提起されている。「よい子育て意識」とは、そのうちの一次元で、「親は子どもにできるだけのことをしてやるべきである」「子どもは母親の愛情がなければうまく育たない」「子どもをかわいがることのできる親だけが、子どもをもつべきである」という指標で示される(西村, 2001)。

人的環境を自己選択しうる主体として位置づける研究」が提唱されている（山根 1999）。しかし、乳幼児は重要な他者の継続的なケアを必要とする存在である。そして母親にとっては、子どもを産み育てると言うことがますます「主体的な選択」となり、子どもを「自分の手で育てたい」という願望がより高まっている現状がある（Beck-Gernsheim 1989）。わが国においても若い女性の間で、「子どもを産まない」か、もしくは「産んで自分で育てる」という二極化が進行していることが指摘され、「子育ての趣味化」といった状況も生じている。「個人化」が「私化」の行き着く先であるとすれば、子どもは代替不可能な存在として「自己実現」の対象となり、「自己犠牲」ゆえの「自己肯定」というメカニズムはやはり存続し続けるのではなかろうか。

近年では少子化の影響もあり、「介護」と対比した形での「子育ての社会化」論議が盛んである。しかし、現代の母親たちには「子どものため」というレトリックを使いながら、実際は「自分のため」に子育てを囲い込むという状況があることに注意する必要がある。このような状況が変化しない限り、夫への子育ての解放も社会への子育ての解放も達成されないであろう。

とは言え、「子育ての囲い込み」という状況は、子育てか仕事かの二者択一を迫るような雇用環境や、柔軟性に乏しい保育制度によってつくられていることも確かなことである。何が母親たちを自己犠牲へ向かわせているのかという問題に対し、このような外的要因との相互作用について考察していくことを今後の課題としたい。

#### < 付記 >

本稿は、井上清美 2003 「母親の『自己犠牲』規範意識の趨勢と規定要因」『年報社会学論集』16: 〃を転載したものである（但し、書式の都合で若干異なる点がある）。転載を承諾していただいた関東社会学会、並びに有意義なコメントを下された研究会の皆様へ深く感謝申し上げます。

#### < 参考文献 >

江原由美子(2000)「母親たちのダブル・バインド」目黒依子・矢澤澄子編『少子化時代のジェンダーと母親意識』新曜社 pp29-46.

Elisabeth ,Beck-Gernsheim .(1989) *Die Kinderfrage-Frauen Zwischen Kinderwunsch und Unabangigkeit*, C.H.Beck'schen Verlag. (木村育世訳 1995 『子どもを持つと言う選択』勁草書房) .

藤崎宏子(2000)「親と子—交錯するライフコース」藤崎宏子編『親と子—交錯するライフコース』ミネルヴァ書房, pp.1-15.

井上清美(2000)「家族内部における孤独感と個人化傾向—中年期夫婦に対する調査データ

- から」『家族社会学研究』12(2)：pp.237-246.
- 磯田朋子・清水新二(1991)「家族の私事化に関する実証的研究」『家族社会学研究』3, pp.16-27.
- 神原文子(1981)「主婦の自己実現に関する要因分析」『家族研究年報』7, pp.64-79.
- 木脇奈知子 1994「子育てをめぐる母親のコンフリクト - 乳幼児を持つ母親のライフスタイルと子どもを預ける意識を中心に」『生活社会科学研究』1, pp.11-26 .
- 熊谷(松田)苑子(2001)「親子関係に関する家族意識—性別・年代比較」『家族生活についての全国調査報告書 - 現代日本の家族意識』 pp.9-21 .
- 牧野カツコ(1982)「乳幼児を持つ母親の生活と育児不安」『家庭教育研究所紀要』3, pp.3-56 .
- 目黒依子(1991)「家族の個人化 - 家族変動のパラダイム探求」『家族社会学研究』3, pp.8-15.
- 森岡清美 (1984)「日常生活における私秘化」『社会学評論』134, pp.130-137.  
 \_\_\_\_\_ (1993)「日本家族の私化課程」『現代家族変動論』ミネルヴァ書房.
- 長津美代子(1993)「中年期夫婦の個別化と統合」『家族研究年報』18, pp.35-48.  
 \_\_\_\_\_ (1996)「家族の多様化と個別化」『日本家政学会誌』47(8), pp.769-775.  
 \_\_\_\_\_ (2001)「家族の個別化・凝集性と中学生の自尊感情」『日本家政学会誌』52(11), pp.1069 - 1082.
- 西村純子(2001)「性別分業意識の多元性とその規定要因」『年報社会学論集』14, pp.139-150.
- 大日向雅美(1988)『母性の研究 - その形成と変容の過程：伝統的母性観への反証』川島書店.
- 斎藤真緒(2000)「親性の『個人化』 - 家族の分析視角としての『個人化』論の可能性」『立命館産業社会論集』36-3, pp.49-69.
- 篠崎正美(1991)「現代家族の変動をどうとらえるか」『家族社会学研究』3, pp.4-7.
- 清水新二(2001a)「日本家族社会学会全国家族調査『家族意識研究班』とその研究成果」『家族生活についての全国調査報告書 - 現代日本の家族意識』 pp.1-8.
- 清水新二(2001b)「私事化のパラドクス：『家族の個人化』『家族の個別化』『脱私事化』論議」『家族社会学研究』13, pp.97-104.
- 山根真理(1999)「親子関係研究の展開と課題」野々山久也・渡辺秀樹編『家族社会学入門—家族研究の理論と技法』文化書房博文社, pp.226-254.
- 山村賢明(1971)『日本人と母』東洋館出版社.



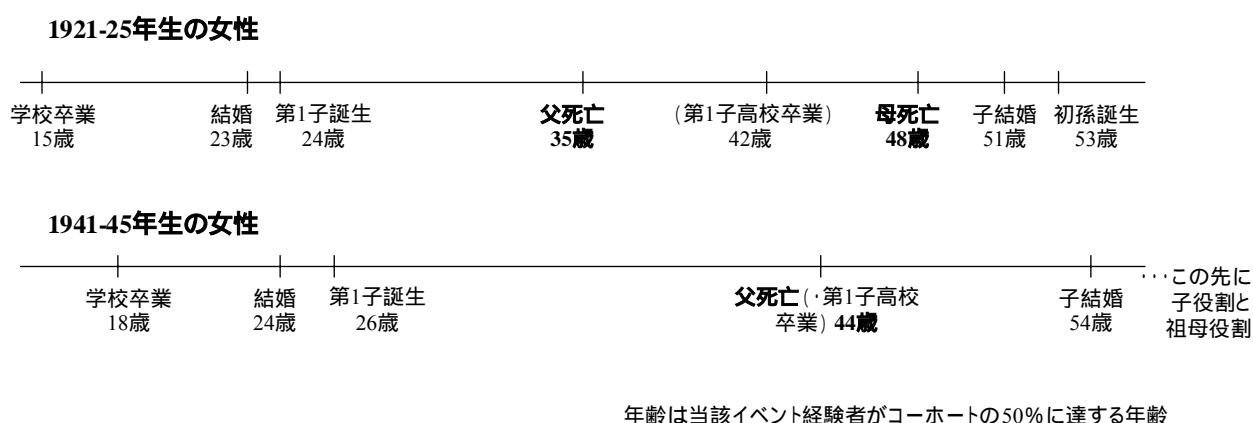
## 第7章 子供から見た老親との同別居：個人から見た「選択的別居」

西野 淑美

### 1. はじめに

寿命の延びに従って、子供としての役割を担う時期が高年齢まで続くようになってきている。図 7-1 は、1921-25 年生まれ（調査当時 74-78 歳<sup>1</sup>）の女性と、その 20 年後の世代である 1941-45 年生まれ（調査当時 54-58 歳）の女性が、各ライフイベントを経験する年齢の中央値（コーホート中の 50% の人がそのイベントを経験し終える年齢）を示している。大きな違いは、1921-25 生まれでは、子供が最初に結婚する前に両親の死亡を経験する人が過半数を占めると考えられる<sup>2</sup>のに対し、1941-45 年生まれでは、結婚する子供が出て母が健在な人が過半数を占めると考えられることである。つまり、祖母になろうというライフステージにおいてもまだ子供としての役割を終えていない人が過半数ということである。

図 7-1 ライフイベントの経験年齢の世代差



もし親が介護を必要とした場合、前者のコーホートは子育てと重なる可能性があったわけだが、後者は孫の世話と重なっていく可能性が高い。国立社会保障・人口問題研究所「第2回全国家庭動向調査」(1998年実施)によれば、50・60代の女性では、彼女達の実父母・義理の父母のそれぞれ1-2割が介護を要しているという。この世代が介護に携わる可能性が増加することは、子育て中の20・30代の女性にとってみれば、祖父母の介護を抱えている自分の母親を、自分の子育てサポート資源として当てに出来なくなる可能性を意味する。

<sup>1</sup> 本稿では、年齢は出生年西暦から算出している。例えば、ここでの74-78歳は、厳密には1999年以内に74-78歳になる人であり、以下同様である。なお、図7-1の数値は、後述のようにNFR98のデータから算出している。

<sup>2</sup> 分散によっては過半数にならない可能性は論理的にはあるが、検証していない。

また、将来子育てが終わったとしても、すぐ次には介護役割が待っている可能性を意識させるとも言えよう。子育てというテーマからは周縁に位置するが、やがて高齢になる親たちとの関係は、女性にとって子育てをしつつも気になり続ける問題である。

兄弟姉妹（以下「きょうだい」と表記）数の減少と寿命の伸びによって、高齢の親を支えることは、より多くの人により長い経験になり、標準的なライフサイクルもこれまでとは変わってくる。子育て期の母親達は、自分が中心になって親を支えていく時期を、人生設計に組み込まざるを得ないことが多くなってくるだろう。

このような問題意識を背景に、本報告は、高齢の親との同居別居に関する、子供（夫婦）の側からの「選択」についてとりあげ、子供の側の条件と行動の変化について、いくつかの側面から考えてみたい。本稿の分析で使用しているデータは、付記が無い限り、日本家族社会学会全国家族調査研究会が1999年1-2月に実施した「家族生活についての全国調査（以下NFR98）」の個票データである<sup>3</sup>。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・アーカイブから個票データの提供を受け、日本家族社会学会全国家族調査委員会から利用許可を得たため、NFR98の二次分析が可能になったことを、関係各位への感謝と共に記しておきたい。

## 2. 問題関心：高齢者のみ世帯の増加と子供側の同居率の横ばいというズレ

高齢者のうち、子供と同居する者の比率は減少を続け、一人暮らしまたは夫婦のみで生活する者の比率は増加を続けている（図7-2）。2000年国勢調査でも全国の65歳以上の一般世帯人員のうち44.7%（75歳以上では35.7%）、東京都では55.7%（同49.6%）が一人暮らしまたは夫婦のみ世帯で暮らしているという結果が出ている。

このことは「子供世代の同居規範が弱まってきた」ことを意味するのだろうか？確かに、図7-3は一見、調査当時64歳以上である1935年以前生まれの人の6-7割が「親が年を取ったら子供は親と同居すべき」という文章に同意しているのに比べ、その子供世代が含まれる1936-60年生まれは5割の同意に留まっており、この2つのコーホートでは後者の方が同居規範が若干弱まっていると読むこともできよう。

しかし一方で、子供から見た場合、NFR98が実施された1999年の時点では、65歳以上の親（実の親と配偶者の親をまとめて「親」と表記する、以下同様）が健在の場合にそのいずれかと同居する率は、特に世代が若いほど低くなったりはしていない（表7-1）<sup>4</sup>。むしろ当時だいたい40代であるところの1951-1960生まれで、同居率は一番高くなっている。単

<sup>3</sup> 調査対象は1998年12月時点で満28～77歳の男女。標本数は10,500人、回収数6,985人（回収率66.52%）、調査地域は全国（13大都市110地点、10万人以上の市200地点、10万人未満の市102地点、町村123地点、合計535地点）で、標本抽出は層化多段抽出法による。

<sup>4</sup> 子供側の集計対象は、後述の分析と比較可能にするため、健在の親の年齢・健在の親の子供の数（＝本人や配偶者にとってのきょうだい数）が不明なケースは集計から除外している。なお、1921-30生まれと1966-70生まれのコーホートは該当ケースが少ないために参考的に示しており、解釈からは基本的に除外している。1931-35コーホートから1961-65コーホートに色をつけているのは、この年代をデータとして解釈していることを視覚的に示すためである。

図 7-2 65 歳以上の者の家族形態の経年変化

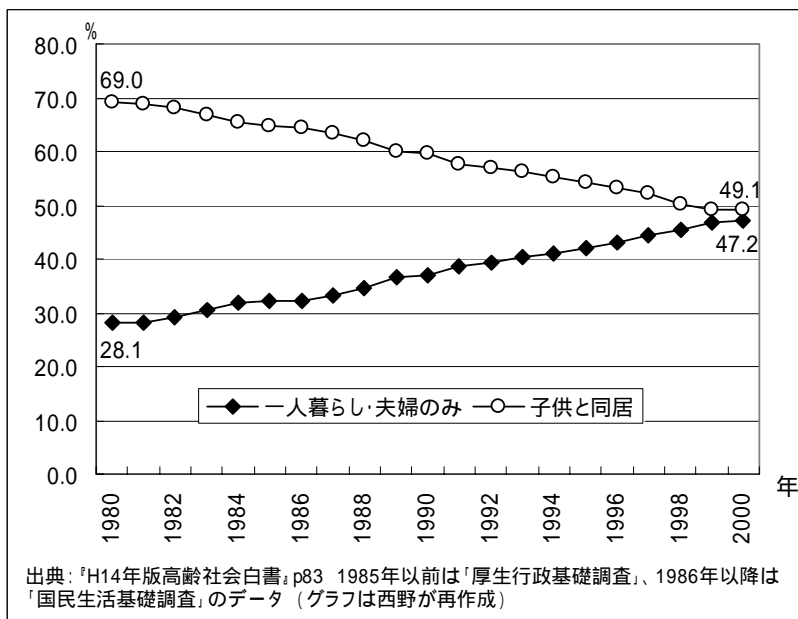
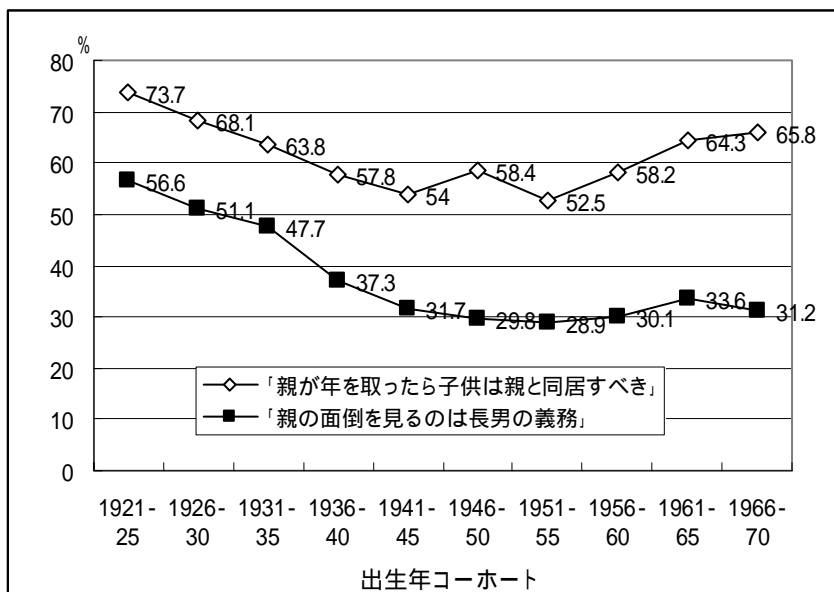


図 7-3 親子関係規範の各文章への同意率（「そう思う」「どちらかといえばそう思う」の選択率）



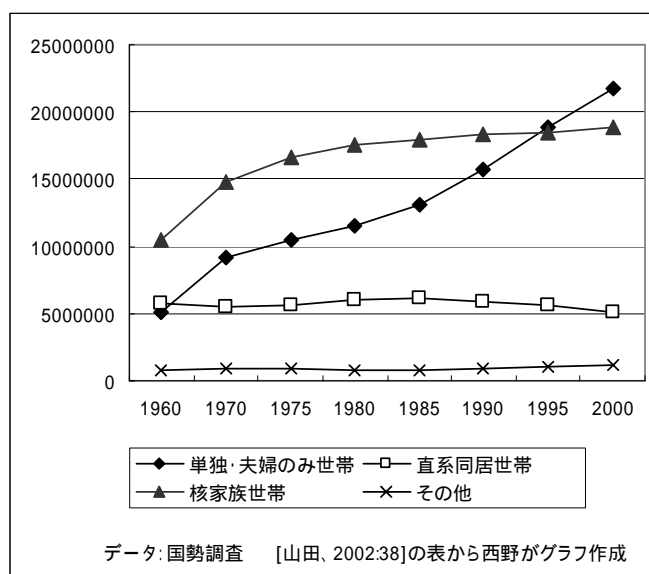
年度データであるため、1999 年という年はそうであった、としか言えず、これがライフステージの効果なのかコーホートの効果なのかは不明だが、少なくともこれだけ見ても、「同居規範が弱まって別居を選択する人が若い世代ほど多くなったから高齢者のみ世帯が増えた」とは簡単には言えないことがわかる。65 歳以上の親と同居している割合は若い世代と上の世代で変わらないか、若い世代の方が多いくらいであるにもかかわらず、子供と同居していない高齢者は増えている、というのが、ここで読み取れる事態なのである。

表 7-1 65 歳以上の親いずれかと同居している人の割合

出生年コーホート	平均値	度数
1921-25	5.0%	20
1926-30	24.4%	78
1931-35	26.9%	171
1936-40	25.9%	294
1941-45	29.4%	480
1946-50	29.0%	632
1951-55	32.8%	549
1956-60	32.7%	474
1961-65	24.5%	359
1966-70	15.9%	107
全体	28.6%	3164

65歳以上の健在の実親・配偶者の親が一人でもいる、既婚者(離死別含む)のみの集計

図 7-4 一般世帯の実数の世帯形態別推移



実は、国勢調査の経年データで見ても、直系同居世帯(二世帯の夫婦が同居する世帯は、実数的にはこの40年でほとんど変わっていない(図7-4)。表7-1・図7-4の事実と、図7-2で示した親から見た同居率を比べると、子供側と親側のどちらの視点に立つかで、「高齢の親と成人子の同居が“どれくらい”なされているのか」について認識が異なる可能性が考えられる。親は、子供が同居してくれなくなった、と感じるが、子供は、周囲を見渡せば自分の世代も上の世代に比べて遜色ないだけは同居している、と考えるかもしれないのである。

しかし、実際には親が一人暮らし・夫婦のみで暮らしているという人が周囲に多くいるという人も多いだろう。その場合、子供の側からも、自分の世代は親との同居が少ない、と映るかもしれない。結局、親と同居している人も結構いるが、単身・夫婦のみの高齢者も多く見かける——同居が多いのか少ないのか、子供世代の視点からは、実はよく判断できないのではないだろうか。

この状況に分け入る鍵は、子供から見た同居率が世代によってあまり変わらないとしても、上の世代と下の世代では、このような同居率にいたる人口学的条件が異なる可能性を探ることであるとする。寿命が伸び、きょうだいの数が減少する中、「親と同居する」ということの人生設計への影響や負担は急激に変化してきている。そのような中で、人口学的要因(高齢化率、子供のきょうだい数など)を考慮せずには、同居別居の趨勢を論じることができないことは、想像に難くない。

本稿は、親側から見た同居率と子供側から見た同居率にズレが生じる中、子供側からは親との同居がどのような条件のもとに広がっているのか、いくつかの側面から描写を試みる。そのためには、「同居しない」「別居を選択する」とはどういうことなのか、何ををもって「選択した」と言えるかを掘り下げる必要がある。そのような問題意識をもって、親子

の同居別居を、人口学的要因をコントロールして取り上げた先行研究として、第 3 節で取り上げる盛山（1993）や廣嶋（2001）が挙げられる。ただ、これらの研究はマクロデータを用いた計算を行っている。本稿は、個票データの利点を生かし、子供個人の視点に立った場合、廣嶋の「同居可能率」や盛山の「選択的核家族率」（選択的別居率と言い換えられる）などをどのように表現できるかを新たに考えることで、これらの先行研究に新たな視点を付加することを目指す。

具体的には、「同居可能率」を同居の期待値として表現し、そこからの乖離の形で「選択的別居」を捉えることで、個票データを活かして同居別居の選択を表現する方法を第 4 節で提示していく。この方法を用いた結果、戦後生まれ以降の世代は、以前の世代と同じ確率で同居しては全員の親たちを支えきれないことが示されることになる。そして、第 5 節では、上述の方法を用いて、親との同居を引き受けているきょうだいには偏りがあることを示す。そして第 6 節では、必ずしも同居ではない形での親の支え方ならば、かなりの広がりが見られることを示す。第 7 節では、本稿でとりあげた変数を用いて、子供の側から見て「親との同居」を従属変数とした、ロジスティック回帰分析を試験的に行う。

### 3. 「選択的別居」についての先行研究

盛山和夫は、核家族という形態について、他のきょうだいと同居していたり親が死亡していることによって必然的に核家族足らざるを得ない人口の比率としての「自然的核家族率」と、直系家族にも核家族にも成り得るはずである残りの人口のうち、核家族を選んだ人口の比率としての「選択的核家族率」を分けて考えることで、世帯主が 30 代の世帯の核家族率が 70 年代以降ほぼ変化していないにもかかわらず、65 歳以上の人からみた子供との同居率が減少していくことを、親から見た同居率とトレードオフであるところの「選択的核家族率」の増加から鮮やかに説明している（盛山 1993）。何を以て「別居を選択した」と言えるのかとの疑問に答えるために、自然的核家族率と選択的核家族率——自然的別居率と選択的別居率と言っても同じである——は的確な概念である。

廣嶋清志は、親との同居率（親と同居している人が全体の人口に占める割合）は、「同居可能率」と「同居実現率」という二つの要因の積として表せると指摘する。「同居可能率」とは、親と同居が可能な人（親が健在か否かときょうだい間の競合とを考慮して算出）が全体の人口に占める割合、「同居実現率」とは実際に同居している人が同居可能な人に占める割合である。有配偶男子 25-29 歳について、1955 年から 1970 年にかけての同居率の低下は、「同居実現率」の急速な低下——盛山の概念ならば「選択的核家族率」の上昇に相当——に起因し、1970-85 年の同居率の横ばいは、「同居可能率」の上昇——盛山ならば「自然的核家族率」の低下——と「同居実現率」の低下の相殺に起因し、1985 年以降は「同居可能率」の上昇が弱まることで「同居実現率」の低下が直接同居率に現れるようになっていることを、データからきれいに示している（廣嶋 2001, pp.94-96）。

これらの先行研究の概念を援用し、節を改め、世代が若くなるほど以前の世代と同じ確

率で同居しては全員の親たちを支えきれないことを、個票データから示してみたい。盛山や廣嶋の分析は国勢調査の集計データ等を使用しており、例えば盛山はきょうだい数を30年前に遡った出生率で置き換え、配偶者の年代を本人と同じと考えるなどの操作を行っているが、今回は個票が利用できるため、実際の個別のきょうだい数・配偶者きょうだい数を利用する。また、盛山は、親がどの子供とも同居していない場合、個々の子供にとっては、自分が自然的別居に当たるのか選択的別居に当たるのかの区別はつけられないことを指摘している。そのため、本稿では個人から見た同居状態を表現するための操作を施していくことになる。

#### 4. きょうだい数の減少を考慮した上での「選択的別居」の把握

同居は、親が健在で、他のきょうだいと住んでいないときに限って実現する<sup>5</sup>。だから、いくら同居したいと思ったとしても、親と同居できる子供の数には上限が存在する。それは上述の盛山論文や廣嶋論文が指摘するとおりである。

社会全体やきょうだい全体で見た場合には、同居率の上限は数値として確定できるが、実際の個々人の状況は、同居か別居かの1か0かしかない。そのため、本稿では、同居の確率が出生順位や性別を問わず等しく配分されるという仮定において、「同居確率の期待値」を算出して、そこからの実際のズレを検討するという形を採用する。

ある夫婦が「親と住める」確率は、夫方・妻方両方の親（父と母とが別々の子供と暮らさないことを前提とし、(A)親が単身の場合と夫婦とも健在の場合を含む）と同居する確率と、(B)夫方の親とのみ住む確率と、(C)妻方の親とのみ住む確率の合計であると考えた。A+B+Cは廣嶋の「同居可能率」の個人における等価物にあたるはずである。1-(A+B+C)は「どちらの親とも住み得ない確率」であり、盛山の「自然的核家族率」(=親と住みたくても住めない率)との個人における等価物になると考える。

夫・妻両方の親と住む確率：

$$\{1/(\text{夫のきょうだい数}+1)\} \times \{1/(\text{妻のきょうだい数}+1)\} \text{---(A)}^6$$

夫の親とのみ住む確率：

$$\{1/(\text{夫のきょうだい数}+1)\} \times \{(\text{妻のきょうだい数})/(\text{妻のきょうだい数}+1)\} \text{---(B)}$$

妻の親と住む確率：

$$\{(\text{夫のきょうだい数})/(\text{夫のきょうだい数}+1)\} \times \{1/(\text{妻のきょうだい数}+1)\} \text{---(C)}$$

として、A+B+Cを「親と住む確率の期待値」としてケースごとに算出してコーホートご

<sup>5</sup> ただし、この文章が正しいのは、きょうだいが別々に居を構えていると前提した場合に限ってである。以下の算出においてもこの前提を置いていることを記しておく。

<sup>6</sup> 夫のきょうだい数には夫本人は含まない。「+1」とは夫本人のこと。妻のきょうだいの場合も同様。なお、健在のきょうだい数もって「きょうだい数」としている。

表 7-2 同居の期待値と実際 (集計対象: 65 歳以上の親が一人でも健在, 既婚・離死別者)

出生年コー ホート	同居確 率の期待 値(「同居 可能率」)	実際の 同居率	「選択的 別居率」 ( - )	「同居実 現率」 ( / )	集計対象 の度数	(参考) ' 同居期待値 で を標準 化( / )	(参考)本人 の健在きよ うだいの 平均
1921-25	37.9%	5.0%	32.9%	13.2%	20	86.8%	4.15
1926-30	28.0%	24.4%	3.7%	86.9%	78	13.1%	4.18
1931-35	32.6%	26.9%	5.7%	82.4%	171	17.6%	3.83
1936-40	33.0%	25.9%	7.2%	78.3%	294	21.7%	3.73
1941-45	37.9%	29.4%	8.5%	77.5%	480	22.5%	3.44
1946-50	45.2%	29.0%	16.3%	64.0%	632	36.0%	2.83
1951-55	51.6%	32.8%	18.8%	63.6%	549	36.4%	2.36
1956-60	56.4%	32.7%	23.7%	58.0%	474	42.0%	1.98
1961-65	53.0%	24.5%	28.5%	46.3%	359	53.7%	1.70
1966-70	47.7%	15.9%	31.8%	33.3%	107	66.7%	1.65
合計	45.6%	28.6%	16.9%	62.8%	3164	37.2%	2.71

とに平均を取り(表中 ), 実際の同居率の平均(表中 )と比較したのが表 7-2 である。本人の年齢による親の存命率の違いの影響を排除するため, 集計対象は健在の親が一人でもいる人に限っており, この表ではさらに既婚者(離死別含む)に限っている。なお, 片方の系の親しか健在でない場合は, もう一方の親と住む確率は 0 にして計算してある。

期待値と実際値の差(表中 )が, 同居の確率に反して別居した率であり<sup>7</sup>, これを本稿では「選択的別居率」と呼びたい。廣嶋の「同居実現率」の等価物にあたるのは, / の値(表中 )であろう。なお, 盛山の選択的核家族率の個人における等価物に本来当たるのは, を期待値で割ることで標準化した値(表中 ')である。しかし, 本稿の採った算出方式では, 標準化といっても上限と下限を確定して 0 から 1 の間をとるようにできているわけではないので, 指標の意味を確定しにくいので, 'は参考値に留めたい。

表 7-2 を見ると, の「選択的別居」は世代が若いほど確実に多くなっており, の「同居実現率」は下がっている。同居率( )は下がっていないが, 別居の「選択」は増えているのである。

「同居確率の期待値」( )が世代を下るほど伸びる勢いは, 実際の同居率( )の伸びに比べてずっと強い。両者の差であるところの の「選択的別居率」を見ればそのことが分かるし, 結果として の「同居実現率」は世代が若いほど下がる。戦前生まれまでの世代にとっては, 自分達子供のうち 3 割強が親と同居すれば, 親が高齢者のみ世帯になることは無い計算になる( より)。実際に, 4 分の 1 強の子供が同居している現状下で( の数値), 子供から見ても 1 割以下しか「選択的別居」は生じていない計算になり( の数値), 「同居実現率」( )は 8 割にのぼる。

しかし, 戦後生まれ世代の場合は, ほぼ 5 割の子供が同居をしなければ高齢者のみ世帯

<sup>7</sup> 「親と住み得ない確率の期待値」は「1 - (A+B+C)」, 「実際の別居率」は「1 - (実際の同居率)」なので, は(実際の別居率) - (親と住み得ない確率の期待値)と同じである。

は無くなることになる。実際の同居率は各コーホートとも 3 割程度で、戦前生まれの世代と同じくらいの率で同居しているといっても、戦後生まれ以降の世代はそれでは親を——少なくとも同居という形では——支えきれなくなっているのである。きょうだい数は減る傾向にあり、今後より若い世代が「同居実現率」を高めようとする場合には、一層高い同居率が必要とされていくだろう。

## 5. 誰が同居するか：きょうだい内のばらつき

本稿の指標化では、「選択的別居」の確率はマイナスの値もとりうる。兄弟の中で等確率で同居が起こるとした場合よりも、ある属性の人が実際に同居している率が高ければ値はマイナスになる。つまり、特定の属性を持ったきょうだいに偏って同居が引き受けられていることが表される。

親と同居する者の率は、特に 13 大都市で低く、町村で高い。その結果、表 7-3 に見られるように、町村では、「選択的別居率」がマイナスになるコーホートもある。1951-1955 生まれコーホートくらいまでがそうであり、都市に移住せずに町村に残ったきょうだいが親を扶養する役割を担った状況が、その背景として推察される。しかし、1956 年生まれ以降では町村でも□の「同居実現率」が 100%を切っており、大都市部より圧倒的に同居率が高い町村部居住の子供にも、親が高齢者のみで暮らしているケースが出てきている計算になる。このコーホートの親には高齢者といってもまだ比較的若い前期高齢者が多いことの影響も考えられるが、1956 年生まれ以降は都市でも町村でも別居の方が優勢になっている。

13 大都市では、どのコーホートでも大まかには 2 割前後の同居率が保たれているが、選択的別居率は若い世代ほど高くなっているのが分かる。

未婚の子供は、実際に親と同居している率が非常に高い(表 7-4)。配偶者の分の確率が

表 7-3 同居の期待値と実際:13 大都市と町村

(集計対象:65 歳以上の親が一人でも健在、かつ既婚・離死別者)

出生年 コーホート	同居確率の期 待値		実際の同居率		「選択的別居率」 ( - )		「同居実現率」 ( / )		集計対象の度数	
	13大都市	町村	13大都市	町村	13大都市	町村	13大都市	町村	13大都市	町村
1921-25	52.8%	19.0%	0.0%	0.0%	52.8%	19.0%	0.0%	0.0%	3	3
1926-30	26.4%	27.1%	40.0%	25.0%	-13.6%	2.1%	151.8%	92.1%	15	20
1931-35	38.6%	33.5%	29.6%	42.1%	9.0%	-8.6%	76.8%	125.6%	27	38
1936-40	32.5%	34.6%	20.0%	33.8%	12.5%	0.7%	61.5%	97.8%	50	68
1941-45	36.7%	38.5%	17.4%	50.0%	19.3%	-11.5%	47.4%	130.0%	92	112
1946-50	48.6%	42.1%	20.5%	46.7%	28.1%	-4.6%	42.1%	110.8%	127	150
1951-55	50.5%	50.7%	16.5%	53.2%	34.1%	-2.5%	32.6%	105.0%	85	158
1956-60	61.2%	54.6%	21.8%	50.0%	39.4%	4.6%	35.7%	91.6%	87	118
1961-65	55.0%	53.3%	11.1%	42.0%	43.9%	11.3%	20.2%	78.8%	72	81
1966-70	47.0%	47.6%	20.0%	20.0%	27.0%	27.6%	42.5%	42.0%	25	20
合計	47.2%	45.0%	19.2%	45.7%	28.0%	-0.7%	40.7%	101.6%	583	768



表 7-4 同居の期待値と実際：既婚者と未婚者（集計対象：65 歳以上の親が一人でも健在な者）

出生年 コーホート	同居確率の期 待値		実際の同居率		「選択的別居率」 ( - )		「同居実現率」 ( / )		集計対象の度数	
	既婚・離 死別者	未婚者	既婚・離 死別者	未婚者	既婚・離 死別者	未婚者	既婚・離死 別者	未婚者	既婚・離 死別者	未婚者
1921-25	37.9%	20.0%	5.0%	0.0%	32.9%	20.0%	13.2%	0.0%	20	1
1926-30	28.0%	-	24.4%	-	3.7%	-	86.9%	-	78	-
1931-35	32.6%	15.4%	26.9%	100.0%	5.7%	-84.6%	82.4%	650.0%	171	2
1936-40	33.0%	33.3%	25.9%	66.7%	7.2%	-33.3%	78.3%	200.0%	294	6
1941-45	37.9%	27.5%	29.4%	53.3%	8.5%	-25.9%	77.5%	194.3%	480	15
1946-50	45.2%	25.3%	29.0%	71.4%	16.3%	-46.1%	64.0%	282.0%	632	21
1951-55	51.6%	31.7%	32.8%	75.4%	18.8%	-43.7%	63.6%	237.7%	549	61
1956-60	56.4%	34.6%	32.7%	75.9%	23.7%	-41.2%	58.0%	219.0%	474	58
1961-65	53.0%	37.9%	24.5%	80.6%	28.5%	-42.8%	46.3%	212.9%	359	62
1966-70	47.7%	39.1%	15.9%	76.7%	31.8%	-37.6%	33.3%	196.1%	107	43
合計	45.6%	33.3%	28.6%	75.1%	16.9%	-41.8%	62.8%	225.6%	3164	269

表 7-5 同居の期待値と実際：長男（一人っ子除く）と次男以下

（集計対象：65 歳以上の親が一人でも健在，かつ既婚・離死別者，かつ男性）

出生年 コーホート	同居確率の期 待値		実際の同居率		「選択的別居率」 ( - )		「同居実現率」 ( / )		集計対象の度数 の分母は兄弟人数不 明者をここから抜いた	
	長男	次男以下	長男	次男以下	長男	次男以下	長男	次男以下	長男	次男以下
1921-25	49.0%	21.2%	9.1%	0.0%	39.9%	21.2%	18.5%	0.0%	11	2
1926-30	25.8%	31.1%	29.4%	5.6%	-3.6%	25.5%	113.8%	17.9%	34	18
1931-35	35.1%	33.7%	41.7%	17.9%	-6.5%	15.8%	118.6%	53.2%	48	39
1936-40	35.5%	32.8%	46.2%	12.3%	-10.7%	20.5%	130.0%	37.5%	91	57
1941-45	42.5%	34.8%	49.1%	10.2%	-6.7%	24.6%	115.7%	29.4%	116	98
1946-50	53.1%	45.7%	41.2%	19.7%	11.9%	26.0%	77.6%	43.1%	153	137
1951-55	57.1%	51.3%	41.5%	24.1%	15.6%	27.2%	72.7%	46.9%	142	108
1956-60	57.1%	56.5%	35.1%	23.1%	22.0%	33.4%	61.5%	40.8%	131	91
1961-65	54.6%	48.4%	24.7%	17.0%	29.9%	31.4%	45.3%	35.1%	85	53
1966-70	47.2%	45.4%	14.8%	7.7%	32.4%	37.7%	31.4%	16.9%	27	13
合計	48.6%	44.1%	38.5%	17.7%	10.0%	26.4%	79.3%	40.1%	838	616

（表 7-5 続き）

出生年 コーホート	(参考)13大都市のみの 「選択的別居率」		(参考)町村のみの「選 択的別居率」		(参考)13大都市のみの 「同居実現率」		(参考)町村のみの「同 居実現率」	
	長男	次男以下	長男	次男以下	長男	次男以下	長男	次男以下
1921-25	62.5%	33.3%	-	-	0.0%	0.0%	-	-
1926-30	-42.8%	23.8%	20.1%	23.7%	233.0%	0.0%	0.0%	0.0%
1931-35	-28.3%	25.1%	-17.2%	-7.3%	189.5%	36.2%	167.3%	117.1%
1936-40	8.1%	18.2%	-25.9%	10.2%	78.6%	33.3%	172.0%	71.0%
1941-45	14.6%	25.1%	-28.2%	10.8%	64.3%	24.9%	168.6%	68.5%
1946-50	43.7%	35.9%	-17.5%	9.8%	30.6%	15.2%	134.9%	76.6%
1951-55	35.6%	35.0%	-11.7%	19.2%	41.2%	33.5%	122.1%	63.5%
1956-60	38.8%	50.7%	8.5%	12.5%	36.4%	19.8%	85.8%	77.5%
1961-65	50.5%	44.9%	9.2%	12.2%	16.5%	14.6%	82.0%	73.2%
1966-70	31.0%	32.7%	11.7%	50.0%	31.6%	0.0%	74.1%	0.0%
合計	27.4%	34.2%	-10.5%	13.1%	48.0%	21.8%	122.6%	70.4%

ゼロになるために同居確率の期待値が小さくなるにもかかわらず、大まかに言ってコーホートを通して約7割が親と同居している。これは、未婚の子供がいるならば、いわゆる直系同居よりも、未婚子との同居が選ばれていることを示唆する<sup>8</sup>。

男性の場合、長男（一人っ子を除く）であるか、次男以下であるかによってコーホートによる差が見られる（表 7-5）。戦前生まれは長男の「選択的別居率」はマイナスになっており、親との同居が長男に偏っていたことがはっきりわかるが、コーホートが若くなるにつれて、次男以下との数値の差が小さくなる。それに対して、次男以下は、コーホートを通して若干上昇傾向にあるが、長男に比べれば小さな差しかない。

サンプル数が少ないので参考に留めたいが、13 大都市と町村の「選択的別居率」と「同居実現率」を掲載した。上の世代ほど町村にいる長男が親との同居を引き受けていた様子を見てとれる。また、大都市では長男と次男の差が小さいのに対して、町村では、圧倒的に長男の同居傾向が強く、それが 1956 年生まれ以降に大きく変化して、長男の同居実現率が下がったことが分かる。

「田舎の兄さん」に任せておけば、他の大多数は核家族で暮らせた世代と違って<sup>9</sup>、きょうだいが少ない世代は、きょうだい順位による同居行動の違いが小さくなっている。正確には、次男の行動はそこまで変化していないが、長男が同居を引き受けなくなったために、全体の「選択的別居率」を押し上げてきていると考えられる。

## 6. 大都市部における適応としての近居

寿命の延びと兄弟数の減少の中で、若い世代は上の世代と同じ同居率では親を支え切れていない現状を見てきた。ただし、同居はしていなくても、何かあったときには訪ねて行ける距離に住んでいる子供は多く、また親から見てもそのような距離に子供がいる率は高い。1時間以内の近居まで含めれば、親と子が支えられる範囲内で生活をしている人が、子供側から見ても親側からみても4分の3以上をしめる（親からは表 7-6、子供からは表 7-7）。

特に都市部では近居の効果は大きい。前節でも触れたように、13 大都市での子供から見た同居率は町村部に比べて低い。65 歳以上の親の側から見た場合も、町村では 65 歳以上の一人暮らしは 6.9%、夫婦のみは 36.5%であるのに対し、13 大都市ではそれぞれ 11.6%と 47.2%にのぼる（図表は省略）。

表 7-6 に示したように、65 歳以上の人から見た子供との同居率は 13 大都市では 36.5%でしかない。しかし、歩いていける距離内に子供がいる「近居」の場合を含めると、13 大都市でも 55.7%の人がカバーされる。片道 1 時間未満まで入れると 79.1%となり、町村の場合とほぼ変わらなくなる。「同居」の率だけを見て、都市部ほど“親の面倒を見ない”とは結論

<sup>8</sup> NFR 報告書の中里英樹論文は、未婚子 > 有配偶男子 > 有配偶女子の順に親が同居を選んでいることを示唆している（中里 2001）。

<sup>9</sup> NFR98 報告書の久保孝治論文は、きょうだいが減る中での介護の担い手の変化に注目し、1930 年代生まれのコーホートから夫方と妻方の双系の介護をする人が増えていることを指摘している（久保 2001）。

表 7-6 親の側（65 歳以上の人）から見た子供との距離（集計対象：65 歳以上の者）

		自分と同居	隣・同じ敷地内	歩いていけるところ	片道1時間未満	片道3時間未満	片道3時間以上	子供無	合計
全体	度数	691	79	142	294	101	101	87	1495
	%	46.2	5.3	9.5	19.7	6.8	6.8	5.8	100.0
	累積%	46.2	51.5	61.0	80.7	87.4	94.2	100.0	
13大都市	度数	84	15	29	54	26	6	16	230
	%	36.5	6.5	12.6	23.5	11.3	2.6	7.0	100.0
	累積%	36.5	43.0	55.7	79.1	90.4	93.0	100.0	
町村	度数	223	21	29	84	17	38	23	435
	%	51.3	4.8	6.7	19.3	3.9	8.7	5.3	100.0
	累積%	51.3	56.1	62.8	82.1	86.0	94.7	100.0	

複数の子が別の距離にいる場合は、最も近い距離を採用。

表 7-7 子供の側から見た 65 歳以上の親との距離（集計対象：健在の 65 歳以上の親がいる者）

		自分と同居	隣・同じ敷地内	歩いていけるところ	片道1時間未満	片道3時間未満	片道3時間以上	合計
全体	度数	1268	169	467	1091	407	481	3883
	%	32.7	4.4	12.0	28.1	10.5	12.4	100.0
	累積%	32.7	37.0	49.0	77.1	87.6	100.0	
13大都市	度数	171	35	85	177	120	137	725
	%	23.6	4.8	11.7	24.4	16.6	18.9	100.0
	累積%	23.6	28.4	40.1	64.6	81.1	100.0	
町村	度数	460	37	111	237	44	41	930
	%	49.5	4.0	11.9	25.5	4.7	4.4	100.0
	累積%	49.5	53.4	65.4	90.9	95.6	100.0	
村か小都市出身・現在13大都市居住	度数	57	13	33	83	77	105	368
	%	15.5	3.5	9.0	22.6	20.9	28.5	100.0
	累積%	15.5	19.0	28.0	50.5	71.5	100.0	

できないのである。このことの解釈は、様々な既存の検証を引いてきたり、新たに検証を加えなければ確定はできないが、都市部の選択的別居率は高いけれどもそれは拡大家族的な住み方によってフォローされている可能性が高い、ということだけは言えるだろう。

ちなみに、65 歳以上のいずれかの親と同居している女性のうち、13 大都市では 44.5% が実親と同居している（内訳は未婚が 16.9%、既婚・離死別が 27.6%）。それに対して、町村部では親と同居している女性のうち、実親との同居は 25.4% しかない。これも親子の様々な住み方の折り合いが特に都市部で模索されている中での、一傾向といえるかもしれない。

## 7. 各変数の関係

これまでに取り上げた変数を用いて、子供から見ていずれかの親と同居する確率をロジスティック回帰分析にかけてみる。親から見た成人子との同居確率の分析は、田淵（1998）・田淵（2000）・中里（2000）などの研究があるが、子供から見た同居確率については、少なくとも NFR98 のデータを用いたものは管見では見かけない。それもあって、本稿では子供から見た同居確率のロジスティック回帰分析を試みたが、変数も限られており、仮説検

表 7-8 65 歳以上の親との同居を従属変数としたロジスティック回帰分析

(対象：健在の 65 歳以上の親がいる男性)

変数	全地域			13大都市・10万以上都市			10万未満都市・町村		
	Exp(B)	有意確率		Exp(B)	有意確率		Exp(B)	有意確率	
未婚	6.395	0.000	***	5.885	0.000	***	10.111	0.000	***
きょうだいの中の位置 (ref一人っ子)									
長男(きょうだい有)	1.021	0.918		0.838	0.510		1.139	0.694	
次男以下	0.367	0.000	***	0.321	0.000	***	0.382	0.005	**
配偶者の兄弟姉妹数	1.004	0.902		1.003	0.960		0.958	0.323	
同居規範	1.316	0.019	**	1.398	0.046	*	1.244	0.206	
N	1660			965			695		
正分類%	70.7			76.6			63.6		

有意確率 $p < 0.001$ の場合に\*\*\*、 $p < 0.01$ の場合に\*\*、 $p < 0.05$ の場合に\*をつけている。

表 7-9 65 歳以上の親との同居を従属変数としたロジスティック回帰分析

(対象：健在の 65 歳以上の親がいる女性)

変数	全地域			13大都市・10万以上都市			10万未満都市・町村		
	Exp(B)	有意確率		Exp(B)	有意確率		Exp(B)	有意確率	
未婚	7.776	0.000	***	9.742	0.000	***	8.347	0.000	***
きょうだいの中の位置 (ref男兄弟あり)									
一人っ子	2.061	0.001	***	2.452	0.001	**	2.115	0.036	*
長女・男兄弟なし	1.530	0.012	*	1.678	0.028	*	1.566	0.074	+
次女以下・男兄弟なし	1.384	0.044	*	1.311	0.255		1.567	0.053	+
配偶者の兄弟姉妹数	0.949	0.099	+	0.953	0.303		0.919	0.062	+
同居規範	1.167	0.152		1.389	0.040	*	1.019	0.901	
N	1764			992			772		
正分類%	72.5			79.2			63.9		

有意確率 $p < 0.001$ の場合に\*\*\*、 $p < 0.01$ の場合に\*\*、 $p < 0.05$ の場合に\*、 $p < 0.10$ の場合に+をつけている。

表 7-10 使用した変数ごとの同居別居の状況 (対象：健在の 65 歳以上の親がいる者)

[男性]	全地域			13大都市・10万以上都市			10万未満都市・町村		
	n	同居	別居	n	同居	別居	n	同居	別居
全体(%)	1902	33.9%	66.1%	1092	26.5%	73.5%	810	44.0%	56.0%
未婚(%)	160	73.1%	26.9%	97	63.9%	36.1%	63	87.3%	12.7%
既婚(離死別含む)(%)	1742	30.3%	69.7%	995	22.8%	77.2%	747	40.3%	59.7%
一人っ子(%)	122	59.0%	41.0%	78	64.1%	35.9%	44	50.0%	50.0%
長男(きょうだい有)(%)	933	42.6%	57.4%	517	32.9%	67.1%	416	54.6%	45.4%
次男以下(%)	661	20.9%	79.1%	400	15.5%	84.5%	261	29.1%	70.9%
同居規範 賛成(%)	1202	37.1%	62.9%	681	29.8%	70.2%	521	46.6%	53.4%
反対(%)	675	27.9%	72.1%	397	20.7%	79.3%	278	38.1%	61.9%
配偶者の兄弟姉妹数(平均)		1.86	2.29		1.62	2.16		2.07	2.53
[女性]	全地域			13大都市・10万以上都市			10万未満都市・町村		
	n	同居	別居	n	同居	別居	n	同居	別居
全体(%)	1995	31.2%	68.8%	1105	24.8%	75.2%	892	39.2%	60.8%
未婚(%)	109	78.0%	22.0%	77	75.3%	24.7%	32	84.4%	15.6%
既婚(離死別含む)(%)	1886	28.5%	71.5%	1028	21.0%	79.0%	858	37.5%	62.5%
一人っ子(%)	103	44.7%	55.3%	68	41.2%	58.8%	35	51.4%	48.6%
長女・男兄弟なし(%)	196	37.8%	62.2%	119	32.8%	67.2%	77	45.5%	54.5%
次女以下・男兄弟なし(%)	218	34.9%	65.1%	126	26.2%	73.8%	92	46.7%	53.3%
男兄弟有(%)	1297	28.1%	71.9%	709	21.6%	78.4%	588	35.9%	64.1%
同居規範 賛成(%)	1025	33.1%	66.9%	574	28.0%	72.0%	451	39.5%	60.5%
反対(%)	957	29.2%	70.8%	522	21.3%	78.7%	435	38.6%	61.4%
配偶者の兄弟姉妹数(平均)		1.99	2.46		1.76	2.37		2.17	2.61

証の形もあっておらず、ここまでとりあげた変数間の関係を探る試験的な試みに過ぎないことを断っておきたい。なお、男女によって、また都市規模によって変数の効き方が違うことがここまでの分析から予想されたので、分析は男女別に行い、全地域を対象にした分析と、13大都市+10万以上都市と、10万未満都市+町村に分けた分析を併記している。結果は表7-8・7-9にまとめた。

男女とも、どの地域でも、未婚であることは同居確率を大きく強めている。また、男性ならば次男以下であることが同居確率を有意に弱め、女性では一人っ子であることが同居確率を特に強めている。きょうだい順位の要因は特に都市規模が大きい方が強く有意にでる傾向が見られる。

「親が年を取ったら子供は親と同居すべき」同居規範の文章への賛同は、男女とも都市規模が大きい方のみで0.5%水準で有意になっている。配偶者の兄弟姉妹数は、女性のみ全体及び町村部で10%水準で有意になっている。

都市規模が小さい方が、これらの変数全体の正分類率が低く、説明力が小さくなっているが、別居の正分類率よりも同居の正分類率が低いので、都市規模が小さい方が同居が多いためにこのことに多く影響されるからかと考えられる。同居の積極的な要因の探索は、多くの要因を考慮に入れた分析を行っていく必要があるが、別の機会に譲りたい。

## 8. まとめ及び見えてくる課題

以上、寿命の伸びときょうだい数の減少によって、子供の側から見た同居率は世代が下がっても減っていないにもかかわらず、親の側から見た同居率は低くなっているという事態の、若干の分解を試みた。世代によって別居の「選択」の比率やきょうだい間の偏りのあり方が違っていることや、近居という適応形態の可能性も指摘した。

表7-1が示すように年代を超えて、また図7-4で見たようにコーホートを越えて、直系同居をする世帯はほぼ一定の比率である。自然的な同居確率が上がっているのに実際の同居率は横ばいそのままということである。つまり、それ以外の子供は、同居のチャンスがあっても同居していないということであり、別居を「選択」する率が上がっていることになる。その意味では、同居のチャンスを生かさないう程度に「同居規範は弱まっている」と解釈する余地はある。

しかし、親との同居は子供夫婦にとって資源であるという説に従えば、親を支えるという規範からの解放だけが別居の全側面ではない。むしろ、事情が許せば同居によって親から支援を得たい可能性もある<sup>10</sup>。現実には別居が「選択」されるのは、同居したくてもできないからなのか、近居による「修正直系家族」などの形が未然に葛藤を防ぐ距離だと感じ取

---

<sup>10</sup> 就業編第2章（小倉論文）では、福島市と広島市の20-44歳女性の現職勤続年数に対して、両市を合わせた場合では親との同居は有意にプラスの効果をもつとの結果が出ている。ただし、市ごとの分析では、福島市では強いプラスの効果が見られるが、広島市では有意ではないことから、地域によって効果に違いがある可能性を指摘している。

られているからなのか、理由は確定できない。そうだとすると、まだ「同居規範が弱まって別居が選択されている」とは本稿からは結論付けられない。ロジスティック回帰分析でも同居規範の変数は常に有意というわけではなかった。

「自然的な同居確率が上がっているのに実際の同居率は横ばいである」という事実を明確に提示し、同居の内実が世代によって変化していることを示唆する予備作業までが、本稿の達成範囲である。ただ、時系列のデータを見なければ確定できないとはいえ、近居という形が同居を置き換えている可能性があることは本データからも指摘できよう。

ここから見えてくる課題の一つをまとめ代わりに指摘したい。それは、そもそも親との同居や近居という方法がとれない人たちの存在である。例えば、親と自分の居住地が離れている可能性が高い人として、出身地（「小学校卒業までに一番長く暮らしていた地域」）が「村」または「地方小都市」で、現在 13 大都市に住んでいる人を見てみると、同居が 15.5%、歩いて行ける距離の近居が 28.0%と、比率が相当低いことがわかる（前出の表 7-7）。彼らの親が他のきょうだいと住んでいるのかどうかはこのデータセットからは分からないが、一人または夫婦のみで暮しているならば、いつかは遠距離介護が必要となるケースも含まれるだろう。そのようなケースへの支援が模索される必要がある。

今回のデータは 1999 年という一時点のデータであるため、出生コーホートによる分析において、現時点での親の実年齢の違いの影響の可能性を排除できていない。本来ならば、例えば親が 65 歳時の同居率を本人（親）から見た場合と子供から見た場合を、時系列で整理するのが望ましい。機会があれば取り組みたい。

#### <参考文献>

- 廣嶋清志 (2001) 「人口学的アプローチ」野々山久也・清水浩昭編『家族社会学の分析視角』ミネルヴァ書房, pp.82-100.
- 中里英樹 (2001) 「高齢者による子との居住関係の選択とその規定要因—同居・隣居・近居・遠居をめぐって」清水新二編『家族生活についての全国調査(NFR 報告書)No.2-4 現代日本の家族意識』日本家族社会学会・全国家族調査(NFR)研究会, pp.121-139.
- 内閣府編 (2002) 『平成 14 年版高齢社会白書』,財務省印刷局.
- 大久保孝治 (2001) 「彼女たちはどの親を介護したか」石原邦雄・大久保孝治編『家族生活についての全国調査 (NFR 報告書) No.2-6 現代家族におけるサポート関係と高齢者介護』日本家族社会学会・全国家族調査(NFR)研究会, pp.153-187.
- 盛山和夫 (1993) 『『核家族化』の日本的意味』直井優・盛山和夫・間々田孝夫編『日本社会の新潮流』東京大学出版会, pp.3-28.
- 田淵六郎 (1998) 「老親・成人子同居の規定要因」『人口問題研究』54(3), pp.3-19.
- 田淵六郎 (2001) 「成人子と親の同居を規定する要因—NFR データを用いた分析—」渡辺

- 秀樹編『家族生活についての全国調査（NFR 報告書）No.2-2 現代日本の親子関係』  
日本家族社会学会・全国家族調査(NFR)研究会, pp.35-49.
- 山田英代 (2002) 「国勢調査にみる高齢者世帯の推移と地域差」広原盛明・岩崎信彦・高  
田光雄編『少子高齢時代の都市住宅学』ミネルヴァ書房, pp.36-54.

## 第8章 大学選択に与える家計属性の影響について<sup>1</sup>

上枝 朱美

### 1. はじめに

こどもの養育や教育には多くの費用がかかり、現在の日本における少子化の原因の一つと考えられている。内閣府が行った「家族と生活に関する国民意識」(平成14年4月)によれば、「一般的に親がこどもをどの程度まで経済的に面倒をみるべきだと思うか」という問いに対して、「学生の間(大学卒業までは面倒をみる)」と答えた割合は53.6%と半数を超えている。そして、出生率低下の原因として「子育ての費用負担が大きいから」を65.6%の人が挙げている(複数回答)。

乳幼児期には児童手当、医療費助成事業、保育料助成事業、企業向け資金支援事業などさまざまな制度があるが、こどもが成長するにしたがい公的な支援は少なくなっている。(財)こども未来財団(2000)によれば、1998年時点で大学生の子育てコストのうち、私立大学に通う場合の教育費については、1年生では受験や入学時の費用を含む教育費が180万円、2年生は115.8万円、3年生では111.9万円、4年生では107.6万円としている<sup>2</sup>。これにさらに生活費等がかかるため、子どもが大学に進学する時期の家計負担は非常に大きくなる。そして、この時期の可処分所得に占める子育てコストは最も大きいものとなっている。

保護者は進学資金を準備するために貯蓄を行うだけでなく、金融機関や親族、勤務先などから借入れを行うなどさまざまな方法を使っている<sup>3</sup>。また入学後は教育を受ける本人も奨学金を受給したり、アルバイトを行ったりしている。日本育英会の奨学金については、平成14年度は13年度と比べ約5万人増の約80万人の学生・生徒に434億円増の5,166億円の奨学金を貸与し、また全体で約12,500人増の約187,000人を新規採用する予定としているが、このうち無利子の奨学金の受給人数は421,583人から405,439人に削減し、有利子での貸与人数を331,090人から392,233人に増加させている。

進学と就職の選択や進学先が四年制大学か短大かという大学進学行動に対して家計属性が与える影響についてはすでに研究が行われている。そこで本稿では、進学時の選択として、四年制大学について国公立大学と私立大学の学生の家計属性の違いに焦点をあてる。

本稿の以下の構成は、つぎのとおりである。まず第2節では大学生のいる世帯の家計の状況と、大学進学行動についてこれまで行われてきた研究について紹介する。第3節では、本稿の分析に用いるモデルの説明を行う。第4節は、推計方法とデータの説明である。第5

<sup>1</sup> 本稿は「厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業」こどものいる世帯に対する所得保障、税制、保育サービス等の効果に関する総合的研究」(主任研究者：勝又幸子)の助成を受けている。

<sup>2</sup> (財)こども未来財団(2000),p.13。

<sup>3</sup> 分析で用いる『就学生を持つ家庭の家計実態調査』参照。



節は、推計結果である。第6節は、政策インプリケーションである。

## 2. 大学進学者の動向と先行研究

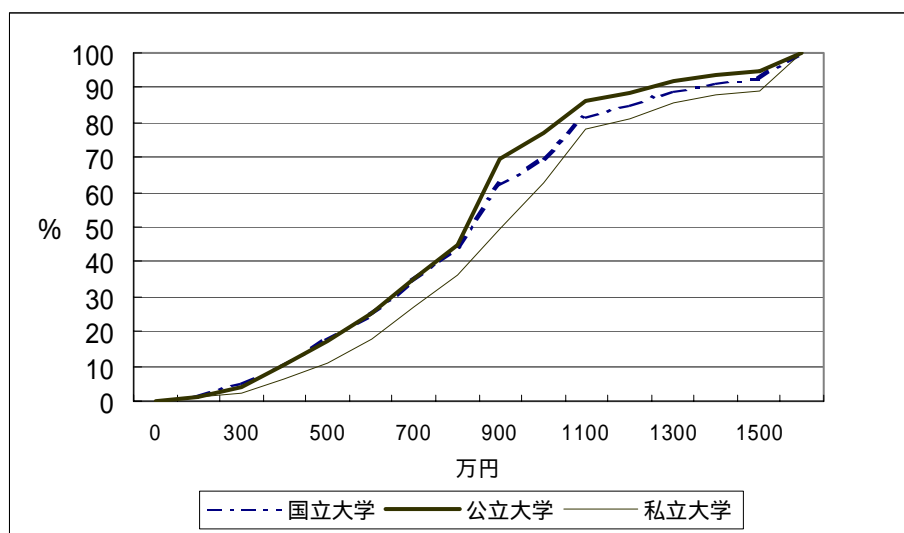
### (1) 大学進学者の動向

日本における4年制大学進学率は、2001年には39.9%とほぼ4割に到達した<sup>4</sup>。大学及びその他の全ての高等教育機関・課程への進学率は49.3%であり、通信制・放送大学の正規課程及び専修学校（専門課程）への進学者を含めると71.8%にもものぼる<sup>5</sup>。全大学在学者に占める私立大学在学者の比率は77.3%（2001年）と、多くが私立大学である。

「平成12年度学生生活調査結果<sup>6</sup>」からは、国立、公立、私立という大学別と自宅、学寮、下宿・間借りという居住形態別の学生生活費の状況がわかる。自宅では住居・光熱費がほとんどかからず、学寮の場合、国立で月額約1.5万円、公立で約1万円、私立で3万円弱である。下宿・間借りでは月額5万円前後であり、生活費の約1/3を占めている。私立で下宿・間借りの場合、学費と生活費の合計は400万円を超える。

国公立の大学生の世帯の年間収入の平均が約840万円であるのに対して、私立大学生の世帯では987万円である（図8-1）。公立ではさまざまな所得階層の世帯の学生がいるのに対して、私立大学では低所得層の学生が少ないことがわかる。

図8-1 年間収入階級別学生数



データの出所：平成12年度学生生活調査結果

注：学生数は累積%

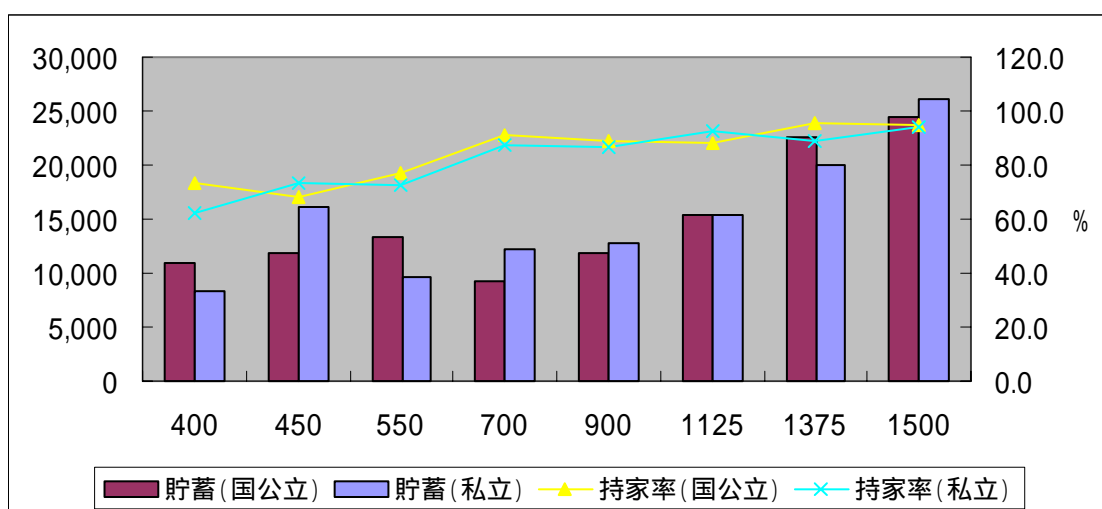
<sup>4</sup> 『国民生活白書（平成13年度）』, p.105. これは文部科学省「学校基本調査」による。

<sup>5</sup> 「教育指標の国際比較」（平成14年版）について」による。（文部科学省ホームページ）

<sup>6</sup> [http://www.mext.go.jp/b\\_menu/news/index.htm](http://www.mext.go.jp/b_menu/news/index.htm) 参照。これは平成12年11月に全国の大学学部、短期大学本科及び大学院の学生（休学者及び外国人学生を除く）2,995,324人のうち65,334人を調査対象としている

また『平成11年全国消費実態調査』からは、国公立大学と私立大学のいる世帯の所得階層別の資産状況(図8-2)がわかる。私立大学生のいる世帯の住宅・土地の負債保有率は、低所得者層では国公立大学生のいる世帯よりも多いが、高所得者層では逆に私立大学生のいる世帯の方が少なく、また住宅・土地の負債額についても高所得者層では、私立大学生のいる世帯の方が少ない。持家の資産額のデータはないが、持家の帰属家賃をみると、私立大学生のいる世帯の方が高くなっている。つまり私立大学生のいる世帯は資産格差が大きいいえよう。

図8-2 大学生のいる世帯の資産状況



データの出所：『平成11年全国消費実態調査』により作成

高等教育を受けるためには多くの費用がかかっているが、日本では家計が負担する教育費自体に対する税制面での優遇措置はない。しかし、扶養することもができれば、扶養控除と特定扶養控除を受けることができる。これは生計を一にすることを条件としているが、修学により別居していても、生活費や学資金を送金している場合および修学等の余暇では他の親族のもとで起居をともにする場合も含まれる。扶養控除として、年齢が16歳未満であれば38万円、16歳以上23歳未満の特定扶養親族であれば63万円が収入から控除され、これは「教育費減税」と考えられている<sup>7</sup>。

また本人が、勤労学生である場合には、勤労学生控除として27万円の控除を受けることができる。ただし、合計所得金額が65万円以上あるいは自分の勤労によらない所得が10万円以上である場合には受けることができない。

(調査有効44,471人、回収率68.1%)。

<sup>7</sup> 田中(2001),p.182。

## (2) 先行研究

大学進学行動についてはこれまで以下のような研究が行われてきている。

大学進学行動と家計の属性について、中村(1993)では『就業構造基本調査』の1982年と1987年のデータを用いて、男女別に4年制大学及び短大への進学と就職に分けて分析を行っている。そして、父親の所得が進学決定に大きな影響を持っているとし、男女で進学行動に影響を及ぼす要因が異なるとしている。

荒井(1995)では、都道府県別データを用いて1980年度について男女それぞれの大学進学と女性の短大進学の3つに分けて大学進学行動と個人の属性について分析を行っている<sup>8</sup>。その結果、家計所得と母親の学歴はすべての場合に正の効果を持っているが、父親の学歴は男性の大学進学に対し正の効果を与えているが、女性の場合には有意な結果となっていないとしている。

しかし、永井(2002)は、1991年以降の進学率の上昇での特徴として4年制大学の進学率で男女差が減少し、それと反比例して女性の短大進学率が低下したとしている。

一方、高等教育費が家計支出に与える影響については田中(2001)や矢野(1996)において分析が行われている。

田中(2001)では、初年度納付金が勤労世帯(世帯主45~49歳)の消費支出に占める割合について、1975年から1999年までの25年間について示し、その割合が次第に上昇しており、1999年度には国立大学で15.8%、私立大学では26.7%に達しているとしている。また、「学生生活調査報告」からわかることは、高等教育の機会均等に貢献しているのは地方国立大学であり、国立大学全体では家計所得は二極分化しているとしている。そして『家計調査』における教育関係費の割合は、世帯主の年齢が高まるにつれて上昇し、45~49歳でピークに達するとし、消費支出総額に占める学費総額の割合は、私立大学39.4%であり、国立大学では24.1%となっている<sup>9</sup>。

矢野(1996)では、教育費が家計支出に与える影響として、エンゲル係数と貯蓄についてそれぞれ分析を行っている。そして大学生をもつ世帯の食費は「夫婦のみの世帯」と同じ程度であるとし、教育費が食費を圧迫している状況を明らかにした。また子どもが小中学校の期間には貯蓄を行っているが、大学生をもつ世帯ではどの所得階層でも貯蓄率がマイナスつまり貯蓄の取り崩しを行っているとしている。子どもが小さいときには所得水準が低いと、貯蓄を十分行うことができず、教育費が不足している状況である。住居費についても子どもの成長とともに減少するとしている。しかし、ここでの住居費は消費支出としての住居費であって、住宅や土地の購入、新築、増改築は「財産購入」であり、住宅ローン返済は「土地家屋借金返済」であって含まれていない<sup>10</sup>。

<sup>8</sup> 荒井(1995)第6章。

<sup>9</sup> ただし田中(2001)の推計は、実際に大学生のいる世帯ではなく、相当すると考えられる年齢階層を当てはめて得られた結果である。

<sup>10</sup> 『家計調査年報(平成12年)』(p.475)付録8収支項目分類表。

また矢野(1996)によれば、進学に影響を与えるのは本人の能力と経済状況であり、現在は大学数が多いので、能力面での障壁はないが、経済的状況による障壁は存在する、としている。少子化の進展により学力面での進学が容易になってきている一方、教育費用の上昇により所得制約による進学が次第に困難になっている。結果として、所得階層別での進学機会がいまよりも不平等になる可能性が強いとしている。

### 3. モデル：進学時の選択行動

大学進学時の行動について二値選択モデル(Binary QR Model)を使って考える<sup>11</sup>。 $P(y_i = 1)$ は*i*番目の経済主体がある行動を選択する確率である。

$$P(y_i = 1) = F(\mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta}) \quad i = 1, 2, \dots, N \quad (1)$$

$$y_i = \begin{cases} 1 \\ 0 \end{cases}$$

ここで  $y_i = 1$  はある行動を選択するとし、 $y_i = 0$  はある行動を選択しないとする。 $\mathbf{x}_i$  は *i* 番目の経済主体の特性変数（ベクトル）であり、 $\boldsymbol{\beta}$  はパラメータ（ベクトル）である。

具体的には、進学時の選択肢が国公立大学と私立大学という2つの選択肢について考える。経済主体 *i* が *j* を選択した場合に得られる期待効用水準  $U_{ij}$  は(2-1)(2-2)式のように表されるとする。ここで  $X_i$  は経済主体 *i* の特性を表す変数とし、 $Z_{ij}$  は *j* を選択することで決まる変数（条件変数）、 $e_{ij}$  は攪乱項とする。

$$U_{i0} = \beta_{10}X_i + \beta_{20}Z_{i0} + e_{i0} \quad (2-1)$$

$$U_{i1} = \beta_{11}X_i + \beta_{21}Z_{i1} + e_{i1} \quad (2-2)$$

経済主体 *i* はある行動を選択した場合の効用  $U_{i1}$  が高い場合にその行動を選択する。

$$U_{i1} > U_{i0} \quad (2-3)$$

実際には、 $X_i$  は世帯の収入など家計の属性、 $Z_{ij}$  は進学に必要な教育費などが考えられる。

## 4. 推計

### (1) 使用データと分析対象

使用するデータは国民生活金融公庫の「就学生を持つ家庭の家計実態調査 2000」である<sup>12</sup>。これは「国の教育ローン」利用世帯について行ったアンケート結果である（有効回答数 4,294 件：有効回答率 34.2%）。データは、東京大学社会科学研究所附属日本社会情報センターの SSJ データ・アーカイブ（Social Science Japan Data Archive）を通じて入手した。分析では、そのうち 4 年制大学の 1 年生を対象とした（データ数：1251<sup>13</sup>）。進学に係わる費用には、個人が大学教育を受けるために必要な私的費用と、私的費用に進学しなかった場合の放棄稼得(forgone earnings)と公的な補助金を加えた社会的費用があるが、ここでは私的費用

<sup>11</sup> 中村(1993)および和合・伴(1995)第 4 章を参考にした。

<sup>12</sup> 教育ローンの利用にあたっては所得制限（上限）がある。

<sup>13</sup> ここでは、推計に用いるデータがすべて利用可能であるものに限定している。

についてのみ考える。また国民生活金融公庫総合研究所による「アンケート結果の概要」では、進学費用（学校納付金，受験費用，入学しなかった学校への納付金の合計）と在学費用（学校教育費と家庭教育費の合計）に分けているが，ここでは大学進学に必要な教育費支出として，学校納付金など入学時に支払った金額に1年間の授業料と授業料以外に学校にかかる費用，アパートの敷金・礼金，家財道具，引っ越し費用など自宅外の場合に生活を始めるための費用，生活費を加えた合計額を考える<sup>14</sup>。

## （2）推計に用いる変数

### 可処分所得

実際の教育費負担をみるために，世帯の年収ではなく可処分所得を変数とするため，分析の対象は勤務者のみである。また年収は，主たる家計維持者の年収とそれ以外の世帯構成員の年収に分けられているが，扶養控除や医療費控除，住宅借入金（取得）等特別控除についてのデータが得られない。そこで，以下の方法で所得税額の推計を行った<sup>15</sup>。なおここでは，社会保険料や地方税については考えない。

『家計調査年報 平成 12 年』第 5 表の勤労者世帯の実収入と直接税のデータにより，所得税額の推計を行った（表 8-1 参照）。そして，年収から所得税額を引いた額を可処分所得とした。ここで NUMBER は世帯人員，AGE は世帯主の年齢である。

表 8-1 所得税額の推計結果

変数	推定値	標準偏差	t 値	P値
定数項C	-14.3146	42.6379	-0.335724	[.751]
INCOME	0.018185	0.031089	0.584944	[.584]
INCOME <sup>2</sup>	8.08871E-05	1.32E-05	6.10565	[.002]
NUMBER	-4.87085	8.38547	-0.580868	[.587]
AGE	0.551731	0.722361	0.763788	[.479]

修正済み R<sup>2</sup>=0.998749 データ数:10

### 教育費用

教育費用としては，入学時に支払った金額に1年間の授業料と授業料以外に学校にかかる費用，自宅外の場合に生活を始めるための費用，生活費を加えた合計額とする。

### 住宅ローン

住宅ローンは，返済の月額を12倍したものに，ボーナス返済の額を加えた金額とする。

<sup>14</sup> 受験の際にかかった費用（受験料，それともなう宿泊費・交通費），また入学しなかった大学への納付金は含まれていない。

<sup>15</sup> なお所得税額がマイナスとなる場合には0とした。

### 学部ダミー

大学の学部は、文科系、理科系、医科・歯科系、その他の4つに分けられている。なお、定数項を入れたため、学部ダミーのうち「その他の学部」を除いて推計を行った。

### こども数

ここでのこども数は、小学校以上に在学するこどもの数である。また、性別による差異をみるために、世帯主の性別と大学生の性別もダミーとして入れた。

### 大都市ダミー

世帯主の居住都道府県が3大都市圏の中心市を含む都道府県<sup>16</sup>であれば、大都市（東京、神奈川、千葉、愛知、大阪、京都、兵庫）とした。なお進学先の都道府県は不明である。

記述統計量は、表 8-2 のとおりである。

表 8-2 記述統計量

	平均	標準偏差	最小値	最大値
こどもの数	1.91047	0.74295	1	5
私立大学ダミー	0.85372	0.35353	0	1
学部ダミー				
文科系	0.56675	0.49572	0	1
理科系	0.23501	0.42418	0	1
医科・歯科系	0.015188	0.12235	0	1
その他の学部	0.18305	0.38687	0	1
自宅外ダミー	0.40128	0.49035	0	1
教育費用	270.97202	112.56478	50	780
大都市ダミー	0.27658	0.44749	0	1
世帯主の性別（男 = 1）	0.95923	0.19783	0	1
本人の性別（男 = 1）	0.61391	0.48705	0	1
世帯主の年齢	49.28377	3.85998	37	66
可処分所得	729.59381	197.10853	131.93	1422.87
住宅ローン	86.21583	80.17234	0	434
サンプル数	1251			

### (3) 推計式

進学時に国公立大学と私立大学の選択について Probit(私立大学 = 1)による分析を行う。なお学力や親の学歴についてのデータは得られていないため、経済面からだけの分析となる。推計式は、以下の(4.1)式である。

<sup>16</sup> 『日本の住宅・土地 平成 10 年住宅・土地統計調査の解説』, pp.181s-183s 参照。

$$\ln\left(\frac{P_i}{1-P_i}\right) = \beta_1 sp_i + \beta_2 sc_i + \beta_3 Y_i + \beta_4 ap_i + \beta_5 D1_i + \beta_6 D2_i + \beta_7 D3_i + \beta_8 N_i + \beta_9 G_i + \beta_{10} E_i + \beta_{11} T_i + \beta_{12} h_i + e_i \quad (4.1)$$

ここで、 $sp$  は世帯主の性別（男 = 1）、 $sc$  は本人の性別（男 = 1）、 $Y$  は可処分所得、 $ap$  は世帯主の年齢、 $D1$  は学部ダミー（文科系）、 $D2$  は学部ダミー（理科系）、 $D3$  は学部ダミー（医科・歯科系）、 $N$  はこどもの数、 $G$  は自宅外ダミー、 $E$  は教育費用、 $T$  は大都市ダミー、 $h$  は住宅ローン、 $e$  は攪乱項とする。

## 5. 推計結果

推計結果は、表 8-3 のとおりである。

表 8-3 推計結果

	推定値	t 値	P 値
こどもの数	-0.194200	-2.83979	[.005]
学部ダミー			
文科系	-0.093250	-0.607891	[.543]
理科系	-0.887990	-5.46892	[.000]
医科・歯科系	-1.28761	-3.72766	[.000]
自宅外ダミー	-1.44996	-11.2513	[.000]
教育費用	0.00638856	10.3360	[.000]
大都市ダミー	-0.049157	-0.427471	[.669]
世帯主の性別（男 = 1）	-0.037902	-0.133134	[.894]
本人の性別（男 = 1）	0.125980	1.16907	[.242]
世帯主の年齢	-0.027961	-2.02558	[.043]
可処分所得	0.000257921	0.889268	[.374]
住宅ローン	-0.000174625	-0.251163	[.802]
定数項	2.01576	2.60478	[.009]
Log likelihood	-391.475		
サンプル数	1251		

推計結果より、こどもの数が大学選択に有意に影響を与えていることが明らかとなった。在学中のこどもの数が多いと私立大学よりも国公立大学を選択している。これはこどもが多いと一人当たりのこどもにかけることができる金額が少なくなることが一つの理由として考えられる。

理系および医科・歯科系の学部は、私立大学選択に負の影響を与えている。国立大学では学部による授業料の差はないが、私立大学の場合、授業料や設備費などが文科系学部よりも高くなっている。そのために、教育ローンを利用している中・低所得世帯の私立大学（理系）への進学は経済的に制約を受けている可能性が否定できない。

下宿しての通学は、私立大学選択に負の影響を与えている。高等教育を受けるために必要な費用には、授業料以外に生活費もある。下宿して私立大学に通学する場合、かなりの費用がかかるため、低・中所得層ではこの選択をすることは困難であると考えられる。

世帯主の年齢は、私立大学選択に負の影響を与えている。世帯主の年齢が高いほど国公立大学を選択している。

世帯主や高等教育を受ける本人の性別による差は認められなかった。永井(2002)では、4年制大学の進学率で男女差が減少したとしているが、本稿の結果からは国公立大学と私立大学の選択においても男女差が見られない。ただし、これが近年の傾向であるかどうかは、過去についての分析を行う必要がある。

「平成12年度学生生活調査結果」では、私立大学は高所得者層に偏っていたため、推計でも高所得者層が私立大学を選択すると予測された。しかし推計結果からは、可処分所得は大学選択に有意な影響を与えていなかった。これはデータに高所得者層が少ないためと考えることもできる。しかし教育ローン利用者の中には、こどもの進学のために使うことが可能な金額が、実際には可処分所得よりも多い。教育ローンの利用が行われなければ、選択に制約を受けた可能性があるが、ローンの利用により選択の幅が広がったと考えることもできる。

大都市ダミー、及び住宅ローンも有意な影響を与えていないことが明らかとなった。世帯主が居住する地域による違いは見られないことになる。第1章(平尾論文)では、都道府県ごとにみた子どもに対する家計の教育需要における地域格差の存在を指摘している。そして、「親の階層が子どもの学校外教育の利用に関係し、学校外教育の利用が子どもの学校の成績や教育達成に関係しているとすれば、学校外教育産業はまさにフォーマルな学校教育とインフォーマルな家庭教育の間に位置するものとして、人的資本や文化資本の世代間移転や階層再生産の重要な結節点の一つとしてとらえることができる」<sup>17</sup>としている。本稿ではデータの制約のために親の階層が与える影響については分析を行っていないが、四年制大学進学時の選択においては、地域格差は見られなかった。また、住宅ローン返済は長期間であるために、こどもが高等教育を受ける時期とは重なることが多いが、住宅ローンの返済額は大学選択に影響を与えていない。

## 6. 政策インプリケーション

世帯主の居住地、世帯の可処分所得、住宅ローンの金額などは大学選択に影響を与えていないことが明らかとなった。「学生生活調査」からは、私立大学に通う学生は高所得層に多かったが、教育ローン利用者では国公立と私立大学で差がみられなかった。これは、進学時に必要となる費用を教育ローンで準備できたことが影響を与えている可能性があり、大学進学に際しての経済的な制約が緩和されたと考えられる。

しかし今後国公立大学や私立大学の授業料が値上がりすることで、学力があっても経済



面からの制約によって大学進学が困難になる学生が増加することが考えられる。本稿では、家計の状況から分析を行ったが、教育サービスを受けるのは学生本人である。そこで教育ローンや奨学金を増やし、教育を受ける本人が卒業後に返済することで教育費用を負担する方が望ましい。その場合には教育ローンの利子についても在学中は猶予を行ったり、税制面で優遇することが必要ではないだろうか。

アメリカでは低所得者向けの高等教育補助金としてペル奨学金(Pell Grant)がある<sup>18</sup>。これは400万人の学部及び専門学校生に一人平均約2,300ドルを所得に応じて支給するものである。またHOPE奨学金(学部1,2年生等に対し学費の最初の1,000ドル全額,次の1,000ドルの半額を税額控除,所得による制限や減額がある)やLifetime Learning Credit(学部3年生以上で大学院や社会人を含む,学費の5,000ドルまでの20%を税額控除,所得による制限や減額がある)といった税額控除の形での広義のバウチャーも充実している。

池本(1998)では、諸外国では、高等教育への公費投入の抑制による授業料値上げにともない学生ローン利用者が増加しているとしている。そして、日本での高等教育費負担について、学生本人が費用を負担できるように貸与奨学金の制度の充実を行うこと、また公費を効率的に使うためにバウチャー制度の導入等を参考にすべきとしている。

国の教育ローンの融資額は学生・生徒1人につき200万円以内であり、利率は年率2.1%<sup>19</sup>で、返済期間は10年以内となっている。平成14年4月1日より、世帯の年間収入の上限が給与所得者では1210万円から990万円に、事業所得者では990万円から770万円に引き下げられた。200万円を年率2.1%で借り入れるとすると、利子の支払いは年間4.2万円となる。ローン利用者は、この負担も行っている。

こどもの数は大学選択に影響を与えていることが明らかとなった。教育費負担が重いものであれば、そのために少子化がさらに進む可能性がある。さまざまな少子化対策が考えられているが、教育費の負担軽減も一つの方法ではないだろうか。

今回はデータの制約により進学者のみを対象としたが、就職した場合のデータが得られれば進学と就職の選択を含めた行動に家計属性が与える影響について分析を行いたい。また可処分所得の求め方を詳細に行うことや、大学選択には学力による制約によるが大きいので、それを考慮した分析については今後の課題としたい。

#### <参考文献>

Amemiya, Takeshi (1985) *Advanced Econometrics*, Harvard University Press.

Maddala, G.S. (1988) *Introduction to Econometrics*, Macmillan (和合肇訳著『計量経済分析の方

---

<sup>17</sup> 第1章(平尾論文),p.1.

<sup>18</sup> 内閣府政策統括官(2001),p.8.

<sup>19</sup> これは2002年11月1日の利率であり,2002年11月11日からは年率1.6%となる。

- 法』(1992),マグロウヒル).
- 荒井一博(1995)『教育の経済学 - 大学進学行動の分析 - 』,有斐閣.
- 荒井一博(2002)『教育の経済学：入門』,勁草書房.
- 池本美香(1998)「少子社会における教育費負担構造 - 教育改革：教育費に関する論点 - 」,  
『さくら総研調査報告』,Vol.3.
- (財)こども未来財団(2000)『平成 11 年度 子育てコストに関する調査研究報告書』.
- 田中敬文(2001)「教育費負担の現状と機会不平等」,『家族社会学研究』,第 12(2)号,pp.175-183.
- 内閣府政策統括官(2001)「バウチャーについて - その概念と諸外国の経験」,政策効果分析レ  
ポート No.8.
- 永井暁子(2002)「教育費は減少したか - 子供中心主義家計の行方 - 」,『季刊家計経済研  
究』,No.55,24-31.
- 中村二郎(1993)「家計属性と進学行動に関する実証分析」,『経済研究』, Vol.44, No.3,  
pp.212-220.
- 平尾桂子(2003)「学校外教育利用と母親の就労—進学塾通塾時間を中心に—」,東京大学社会  
科学研究所附属日本社会情報センターワーキングペーパー.
- 矢野眞和(1996)『高等教育の経済分析と政策』,玉川大学出版部.
- 和合 肇・伴 金美(1995)『T S P による経済データの分析 [ 第 2 版 ] 』,東京大学出版会.